فصلنامه علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هشتم، شماره‌ی ۳۱، پاییز ۱۳۹۸
صفحات: ۲۵۳-۲۲۵
DOI: 10.22084/aes.2019.18236.2805

پویایی عبور قیمت نفت بر شاخص قیمت‌های داخلی در ایران

سیاب ممی‌پور[1*]
فاطمه صبحی جویباری[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۷/۱۳

چکیده

اقتصاد کشورهای جهان همواره تحت تأثیر قیمت نفت هستند، زیرا نفت به‌عنوان بزرگ‌ترین منبع تأمین انرژی کشورها محسوب می‌شود. ازاین‌رو، تغییرات قیمت نفت، سهم زیادی در تغییرات قیمت کالاها و خدمات دارد. هدف اصلی این مقاله، بررسی پویایی‌های عبور قیمت نفت بر شاخص قیمت‌های داخلی ایران در طی زمان است. بدین منظور برای مدل‌سازی آن از دو مدل «خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)» و «فضا-حالت (State Space)» طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ با تواتر فصلی استفاده شده است. نتایج مدل ARDL نشان می‌دهد در بلندمدت، عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت‌های داخلی (مصرف‌کننده و تولیدکننده)، مثبت و معنی‌دار است درحالی‌که عبور کوتاه‌مدت جزئی قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده، بی‌معنی بوده ولی روی شاخص قیمت تولیدکننده، مثبت و معنی‌دار است. همچنین نتایج مدل تحقیق با لحاظ شکست ساختاری نشان می‌دهد بعد از سال ۱۳۷۴، عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده کاهش پیدا کرده است درحالی‌که این عبور قبل از این سال، مقدار بیشتری داشته است. همچنین عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت تولیدکننده، بعد از سال ۱۳۸۹ مثبت و معنی‌دار است درحالی‌که این عبور قبل از این سال شکست، بی‌معنی بوده است. نتایج مدل فضا حالت نشان می‌دهد عبور قیمت نفت روی شاخص مصرف‌کننده و تولیدکننده در طی زمان یکسان نیست. به‌طوری‌که در طی سال‌های ۱۳۷۴ الی ۱۳۷۶ عبور قیمت نفت در سطح بالاتر و به‌صورت نوسانی بوده است ولی بعد از سال ۱۳۷۹، این عبور روی شاخص قیمت تولیدکننده روند نسبتاً ملایم و مثبت را نشان می‌دهد و این عبور در مقایسه با شاخص قیمت مصرف‌کننده، در سطح بالاتری اتفاق افتاده است؛ بنابراین، در حالت کلی می‌توان نتیجه گرفت نوسانات قیمت جهانی نفت روی تورم اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت اثرگذار بوده و شدت این اثرگذاری به شیوه مدیریت درآمدهای نفتی در داخل کشور بستگی دارد. به‌طوری‌که نقش تأسیس حساب ذخیره ارزی در سال ۱۳۷۹ و صندوق توسعه ملی در سال ۱۳۹۰ در کنترل شدت نوسانات عبور قیمت نفت روی تورم، مشهود است. ازاین‌رو، تأکید بر نقش تثبیتی صندوق توسعه ملی به‌منظور جلوگیری از انتقال بار تورمی تغییرات شدید قیمت نفت بر تورم، از توصیه‌های سیاستی تحقیق حاضر برای برنامه‌ریزان و تصمیم‌گیران اقتصادی کشور است.

کلید واژه‌ها: قیمت نفت، عبور در طی زمان، شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت تولیدکننده، مدل ARDL، مدل فضا-حالت، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C22, C51, E31, Q31.

۱. استادیار گروه اقتصاد انرژی و منابع، دانشگاه خوارزمی (*نویسنده مسئول) **Email:** mamipours@gmail.com
۲. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه خوارزمی **Email:**sobhi.fatemeh90@gmail.com

۱. مقدمه

نفت خام به‌عنوان یکی از منابع مهم تولید، با دارا بودن مشتقات فراوان، نقش مهمی در سازوکار اقتصاد کشورهای جهان دارد. ازاین‌رو، تغییر قیمت نفت، تأثیر زیادی بر تغییر قیمت دیگر کالاها و خدمات دارد. اقتصاد جهان در سال‌های مختلف نوسانات مثبت و منفی زیادی را در قیمت نفت خام تجربه کرده است. این نوسانات و تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای جهان تأثیر گذاشته و اقتصاد این کشورها را با چالشی جدی روبرو کرده است و موجب شده تا آن‌ها برای درامان ماندن از آثار منفی ناشی از این شوک‌ها تدابیر مختلفی بیندیشند (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸).

مطالعات اقتصاد متعددی وجود دارند که نه‌تنها شوک‌های منفی قیمت نفت، بلکه شوک‌های مثبت آن را نیز به سود کشورهای صادرکننده نفت نمی‌دانند (کلوگنی و مانرا[1]، ۲۰۱۳؛ امامی و ادیب‌پور، ۱۳۸۸؛ دیسو[2]، ۲۰۱۰). در این راستا، تجربه کشورهای صادرکننده نفت نیز نشان داده است که این دولت‌ها در مواجهه با تغییرات قیمت نفت، همواره دو گونه سیاست مشخص را در دستور کار خود قرار داده‌اند، بدین‌صورت که در دوران جهش قیمت نفت خام و وفور درآمدهای نفتی، انگیزه‌های زیادی جهت افزایش مخارج دولت‌ها، افزایش عرضه پول از کانال انباشت ذخایر خارجی بانک مرکزی و نیز روی آوردن به واردات بی‌رویه شکل می‌گیرد و در دوران سقوط قیمت و افول درآمدهای نفتی، کسری بودجه، استقراض از بانک مرکزی، اعمال محدودیت‌های بیشتر بر واردات کالاها و خدمات، بر اقتصاد کشور حاکم شده که نتیجه هر دو حالت، تورم لجام‌گسیخته و دو رقمی قیمت‌ها بوده است (امامی و ادیب‌پور، ۱۳۸۸). همچنین افزایش قیمت نفت برای کشورهای واردکننده نفت نیز موجب افزایش هزینه‌های تولید، افزایش قیمت تمام شده کالاها و خدمات و نهایتاً کاهش تقاضا، کاهش اشتغال و بروز رکود همراه تورم خواهد شد (پارک و راتی[3]، ۲۰۰۸).

اصولاً عبور یا گذار قیمت نفت در حقیقت به نرخی اشاره دارد که در آن تغییرات ایجاد شده در قیمت نفت از طریق سازوکارهای مختلف بر سطح عمومی قیمت‌ها منعکس می‌گردد و مقادیر آن‌ها برحسب پول رایج کشور صادرکننده نفت تعیین می‌شود. تقویت پول کشورهای صادرکننده یا کاهش نرخ ارز این کشورها ازجمله پیامدهای افزایش شدید در قیمت نفت بوده که می‌توان این موضوع را در هر دو سیستم نرخ ارز ثابت و شناور مشاهده نمود. در سیستم نرخ ارز شناور، ورود ارزهای خارجی باعث بالا رفتن ارزش پول ملی شده، حال‌آنکه در صورت ثابت بودن سیستم نرخ ارز و یا کنترل آن توسط دولت، ورود ارز خارجی به داخل کشور سبب افزایش حجم پول و افزایش نقدینگی شده و در نهایت، انبساط تقاضا و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها را در پی خواهد داشت. افزون بر این، افزایش

1. Cologni and Manera
2. Dissou
3. Park and Ratti

ارزش پول داخلی نیز سبب افزایش قیمت کالاهای قابل واردات شده که در نهایت، لطمه دیدن تولیدکنندگانی را به‌دنبال خواهد داشت که در این شاخه فعالیت می‌کنند، زیرا افزایش تورم داخلی باعث افزایش هزینه تولید می‌شود و لذا تولیدکنندگان مجبور به تولید کالایی می‌شوند که نمونه خارجی آن ارزان‌تر تولید می‌شود در نتیجه، توان رقابتی کشور در صحنه بین‌المللی کاهش یافته و این امر، رکود اقتصادی، بیکاری و تورم بالا را در این کشورها در پی خواهد داشت (کاتیک و کاراکوکا[1]، ۲۰۱۲).

اقتصاد ایران به‌عنوان یک اقتصاد متکی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت، همواره از شرایط رکود یا رونق حاکم بر اقتصاد جهانی متأثر شده و تورم دو رقمی در طی سال‌های گذشته را تجربه کرده است. در اقتصاد ایران، درآمدهای نفتی یا به شکل کامل و یا بخشی از آن در دست دولت قرار دارد و دولت‌های مختلف از طریق اعمال سیاست‌های مالی، درآمدهای مذکور را به اقتصاد تزریق می‌کنند؛ بنابراین، اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت از طریق سیاست مالی در اقتصاد جریان می‌یابد و با توجه به وابستگی بسیار زیاد بودجه دولت به نفت، درآمدهای نفتی در این کشورها از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است (التجائی و ارباب فضلی، ۱۳۹۱). علاوه‌براین، بخشی از درآمدهای نفتی که از طریق بودجه وارد اقتصاد می‌شود می‌بایست توسط بانک مرکزی در بازار ارز داخلی به فروش رسیده و به پول ملی تبدیل شود؛ اما ازآنجاکه بخشی از این ارز در بازار داخلی به فروش نمی‌رسد، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش خواهد یافت و این امر منجر به افزایش منابع پایه پولی و متعاقب آن افزایش حجم نقدینگی در اقتصاد می‌شود که این وضعیت مترادف با سیاست پولی انبساطی است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱). همچنین یک عامل دیگر در این زمینه، افزایش ارزش پول ملی کشورهای صادرکننده نفت است که در نتیجه تزریق ارز حاصل از صادرات نفت به بازار ارز داخلی به وقوع می‌پیوندد. علاوه بر این، کاهش ارزش پول کشور ناشی از بروز شوک منفی نفتی، قیمت واردات و در نتیجه هزینه نهاده‌های وارداتی را افزایش و تولید و قیمت‌های داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. ازاین‌رو، افزایش قیمت واردات به‌واسطه کاهش ارزش پول داخلی یکی از دلایل افزایش تورم داخلی و تضعیف رابطه مبادله است (پاشایی فام و همکاران، ۱۳۹۲).

بنابراین، مسئله اصلی تحقیق حاضر این است که تغییرات قیمت جهانی نفت چگونه بر شاخص قیمت‌های داخلی ایران (اعم از مصرف‌کننده و تولیدکننده) تأثیر می‌گذارد؟ همچنین آیا عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت‌های داخلی در طی زمان یکسان است یا بسته به میزان تغییرات قیمت جهانی نفت در طی زمان متفاوت است؟ برای پاسخ به این سؤالات از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و فضا–حالت در طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است.

1. Catik and Karacuka

۲. شواهد تجربی

۲-۱. مطالعات خارجی

برومنت و تسک[1] (۲۰۰۲) در مقاله‌ای با عنوان اثرات تورمی قیمت‌های نفت در ترکیه، با استفاده از روش داده ستانده و بهره‌گیری از جدول سال ۱۹۹۰ ترکیه، به محاسبه اثر افزایش قیمت نفت خام به میزان ۲۰ درصد بر روی سطح عمومی قیمت‌ها پرداخته است. نتیجه حاکی از آن است که این میزان افزایش در قیمت نفت خام، سطح عمومی قیمت‌ها را در ترکیه به میزان ۱/۰۸ درصد افزایش می‌دهد.

ایلک هان[2] (۲۰۰۳) با ارائه یک مدل خودتوضیح برداری به بررسی اثر شوک‌های خارجی مانند شوک‌های قیمت نفت بر تورم اتحادیه اروپا پرداخته است. وی در این مقاله افزایش شدید قیمت‌های نفت از سال ۱۹۷۱ و اثرات آن بر تورم این منطقه را مورد ارزیابی قرار داده است. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که شوک‌های قیمت خارجی، بخش بزرگی از تغییرات در همه شاخص‌های قیمتی داخلی را توضیح می‌دهد.

لبلانک و چین[3] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی این موضوع پرداختند که «آیا قیمت‌های بالای نفت منجر به تورم در کشورهای G5 می‌شود؟». در این مطالعه، اثرات تغییرات قیمت نفت بر تورم ایالات‌متحده، بریتانیا، فرانسه، آلمان و ژاپن با استفاده از یک چارچوب منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج این تحقیق نشان داد افزایش قیمت‌های نفت تنها تأثیر نسبتاً کمی بر تورم در ایالات‌متحده، ژاپن و اروپا دارد. افزایش‌های قیمت نفت به میزان ۱۰ درصد، منجر به افزایش‌های مستقیم تورم در حدود ۰/۱–۰/۸ درصد در ایالات‌متحده و اتحادیه اروپا می‌شود.

گرگوریو[4] و همکاران (۲۰۰۷) به بررسی عبور قیمت نفت روی تورم پرداختند. این مقاله شواهدی از کاهش عبور قیمت نفت به سطح عمومی قیمت‌ها را ارائه می‌دهد. این محققان نشان دادند شوک‌های فعلی قیمت نفت عمدتاً نتیجه تقاضای قوی جهانی است. این عوامل کمک می‌کند توضیح داده شود که چرا شوک کنونی، تأثیرات تورمی محدودی داشته است و این شوک پیامدهای محدودی برای تولید داشته است.

فن[5] و همکاران (۲۰۰۷) تحت یک مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه (CGE) به بررسی اثرات افزایش قیمت جهانی نفت خام بر اقتصاد چین پرداخته است. این محققان در این مقاله نشان دادند افزایش قیمت جهانی نفت فشار تورمی را به همراه دارد به‌طوری‌که تحت سناریوی افزایش ۵۰ درصدی قیمت جهانی نفت خام شاخص تورم چین به اندازه ۰/۶۷۵ درصد افزایش می‌یابد.

1. Berument, Tasci
2. Elke Hahn
3. LeBlanc, D. Chinn
4. De Gregorio, Landerretche, Neilson
5. Fan, Ling Jiao, Mei Liang, Yong Han, Ming Wei

ایتو[1] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با به‌کارگیری داده‌های فصلی ۱۹۹۷ تا ۲۰۰۷ جهت تخمین پارامترهای مدل خود، اثر افزایش قیمت نفت بر اقتصاد روسیه را به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین تولیدکنندگان و صادرکنندگان نفت در جهان موردبررسی قرار داده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که یک درصد افزایش قیمت نفت، تورم را به میزان ۰/۳۶ درصد افزایش می‌دهد.

شنگ چن[2] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای به بررسی «عبور قیمت نفت به تورم» پرداخت. در این مطالعه، از اطلاعات ۱۹ کشور صنعتی برای تحلیل عبور قیمت نفت بر تورم با رویکرد فضا–حالت و پارامترهای متغیر در طی زمان استفاده شده است. افزایش ارزش پول رایج ملی، سیاست پولی فعال‌تر در واکنش به تورم و میزان بالاتری از باز بودن و گشایش تجارت، برای توضیح کاهش در عبور قیمت نفت، تشخیص داده شده است.

کیپتویی[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای به بررسی «عبور قیمت نفت به تورم در کنیا» پرداخت. افزایش شدید قیمت جهانی نفت در سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۸ با تورم بالا در کنیا همراه بود. در این مطالعه از مدل منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته برای عبور قیمت نفت استفاده شده است و نتایج نشان می‌دهد قیمت‌های نفت اثرات قابل‌ملاحظه‌ای بر تورم با عبور از ۰/۰۵ در کوتاه‌مدت و ۰/۱ در بلندمدت دارد؛ یعنی افزایش ۱۰ درصدی در قیمت‌های نفت منتج به تورم ۰/۵ درصد در کوتاه‌مدت و تورم ۱ درصد در بلندمدت می‌شود. همچنین مشخص شد نرخ ارز تأثیر قابل‌توجهی بر تورم با عبور ۰/۳۲ در کوتاه‌مدت و ۰/۶۴ در بلندمدت، دارد؛ بنابراین عبور در هر دو مورد ناقص است.

جی آلورز و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی «تأثیر تغییرات قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در اسپانیا و منطقه اروپایی» پرداختند و نتیجه گرفتند اثر تورمی تغییرات قیمت نفت در هر دو اقتصاد محدود است، اگرچه نوسانات قیمت نفت خام، محرک اصلی تغییرات تورم است ولی تأثیر تغییرات قیمت نفت روی تورم اسپانیا تا حدی بالاتر از تورم منطقه اروپایی است.

وی چو و هنگ سنگ[4] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای به بررسی عبور قیمت نفت به تورم در تایوان در طی دوره زمانی ژانویه ۱۹۸۲ الی سپتامبر ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد قیمت‌های بین‌المللی نفت، در بلندمدت عبور قابل‌ملاحظه و معنی‌داری بر تورم در تایوان دارد ولی عبور قیمت نفت بر تورم در کوتاه‌مدت، معنی‌دار نیست.

ولکارسلا و ووهارب[5] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری بیزین «تغییرات در عبور قیمت نفت–تورم» را بررسی کردند و نتیجه گرفتند شوک‌های کل عرضه (AS) تأثیرات معناداری روی قیمت نفت در دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰ دارند. همچنین قیمت نفت به

1. Ito
2. Sheng Chen
3. Kiptui
4. Wei Chou, Heng Tseng
5. J. Valcarcela, E. Woharb

تقاضای کل (AD) نسبت به شوک‌های عرضه کل (AS) واکنش بیشتری نشان می‌دهد. نوسانات قیمت نفت منجر به نوسان بالای تورم نمی‌شود.

کان‌سک[1] و همکاران (۲۰۱۵) به «بررسی مقایسه‌ای اثر تغییرات قیمت نفت در تورم» پرداختند و در این مطالعه، تحلیلی تجربی برای مطالعه تأثیر تغییرات قیمت نفت بر تورم در دو گروه از کشورها، یعنی گروه‌های وابسته به نفت در مقیاس زیاد و کم، انجام شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تغییر قیمت نفت تأثیر مستقیمی بر تورم داخلی در گروه وابستگی پایین نفت دارد اما تأثیر آن به‌طور غیرمستقیم به تورم داخلی در گروه وابستگی بالای نفت است.

موهانتی و جوهان[2] (۲۰۱۵) با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری (SVAR) به بررسی «عوامل تعیین‌کننده تورم در هند» پرداختند و نتیجه گرفتند پویایی‌های تورم در هند با گذشت زمان تغییر کرده است.

کریملی[3] و همکاران (۲۰۱۶) به مطالعه «عبور قیمت نفت به تورم: شواهدی از کشورهای صادرکننده نفت» پرداختند. این مقاله کانال‌های مختلف عبور قیمت نفت به تورم برای کشورهای آذربایجان، قزاقستان و روسیه ارزیابی کردند. این محققان دریافتند سطح تورم در این کشورهای صادرکننده نفت به‌طور قابل‌توجهی به شوک قیمت نفت واکنش نشان می‌دهد.

سالژو[4] و همکاران (۲۰۱۷) با استفاده از مدل پنل پویا، به بررسی ارتباط نامتقارن قیمت نفت و تورم برای کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد در بلندمدت، قیمت نفت تأثیر بیشتری بر تورم کشورهای واردکننده نفت نسبت به کشورهای صادرکننده نفت دارد.

کان سک (۲۰۱۷) با استفاده از مدل ARDL خطی و غیرخطی به بررسی «تأثیر تغییرات قیمت نفت بر تورم قیمت داخلی در مالزی» پرداخت. نتایج این تحقیق نشان داد تغییرات قیمت نفت تأثیر مثبت بر رشد تولید دارد اما به‌طور مستقیم باعث افزایش قیمت‌های واردات و تولید در بلندمدت از طریق مجراهای هزینه می‌شود. از سوی دیگر، تغییرات قیمت نفت در بلندمدت تأثیر مستقیم محدودی بر قیمت‌های مصرف‌کنندگان دارد. تأثیر قیمت‌های نفت بر قیمت‌های مصرف‌کننده به‌طور غیرمستقیم از طریق انتقال از قیمت واردات و هزینه‌های تولید اتفاق می‌افتد. بخش‌هایی که بیشتر متمرکز بر نفت هستند تأثیر بیشتری را در تغییرات قیمت نفت تجربه می‌کنند.

سانگ‌آپ‌چوی[5] و همکاران (۲۰۱۸) به مطالعه «قیمت‌های نفت و پویایی‌های تورم: شواهدی از اقتصادهای پیشرفته و درحال توسعه» پرداختند. این محققان، با استفاده از پنل نامتوازن، تأثیر نوسانات

1. Kun Sek, Qi Teo, Wong
2. Mohanty, John
3. Karimli, Jafarova, Aliyeva, Huseynov
4. A. Salisu, O. Isah, J. Oyewole, O. Akanni
5. SangyupChoi, Davide Furceri, Prakash Loungani, Saurabh Mishra, MarcosPoplawski-Ribeiro

قیمت‌های جهانی نفت بر تورم داخلی ۷۲ کشور توسعه‌یافته و درحال‌توسعه در طی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۵ موردمطالعه قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که با افزایش ۱۰ درصدی در قیمت نفت جهانی، به‌طور متوسط، تورم داخلی حدود ۰/۴ درصد افزایش می‌یابد و این اثرگذاری بعد از ۲ سال از بین می‌رود و کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، اثرپذیری مشابهی از نوسانات قیمت نفت دارند. نتایج این تحقیق نشان داده است اثرات قیمت نفت روی تورم، نامتقارن است و شوک‌های مثبت قیمت نفت تأثیر بیشتری نسبت به شوک‌های منفی روی تورم دارد.

۲-۲. مطالعات داخلی

خوش‌اخلاق و موسوی محسنی(۱۳۸۵) با ارائه‌ی یک الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه (CGE) و اطلاعات سال ۱۳۸۰ در قالب ماتریس حسابداری اجتماعی(SAM) نشان می‌دهد که با اعمال سناریوی افزایش ۵۰ درصدی قیمت جهانی نفت، شاخص قیمت داخلی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران به‌طور متوسط ۵ درصد افزایش یافته است.

سرزعیم (۱۳۸۶) با بهره‌گیری از یک مدل رگرسیون خودبازگشتی، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تولید ناخالص ملی و تورم در ایران را موردبررسی قرار داد. طبق این تحقیق، افزایش یک درصدی در صادرات نفتی، ۰۱۴۶ /۰ درصد تورم، ۰/۰۲۵۲ درصد نقدینگی و ۰/۰۱۶۸ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد.

حسینی نسب و میرکاظمی مود (۱۳۸۸) به بررسی رابطه نامتقارن بین تکانه قیمت نفت و رشد اقتصادی ۱۰ کشور صادرکننده نفت (ایران، عربستان، ونزوئلا، کویت، نیجریه، الجزایر، مکزیک، اندونزی، نروژ و کانادا) طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ پرداختند و نتیجه گرفتند هر تکانه مثبت قیمت نفت، تولید کشورهای صادرکننده نفت موردمطالعه را ۰/۵۵ درصد کاهش داده و تورم را به میزان ۰/۰۲۸۸ درصد افزایش می‌دهد. هر تکانه منفی نیز ۰/۰۳۴ درصد تولید را کاهش داده و ۰/۰۹۴۹ درصد تورم را افزایش می‌دهد.

مقدم و سزاوار (۱۳۹۱) در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که حدود ۱۲ درصد از نوسانات تولید ناخالص داخلی، ۴۱ درصد نوسانات تورم و ۱۰ درصد نوسانات بیکاری در ایران، با توجه به تکانه‌های قیمت نفت قابل‌توجیه است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۳) با بررسی تکانه‌های پولی و غیرپولی اقتصاد ایران از ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۰ با الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، به این نتیجه رسیدند که تأثیر تکانه‌های درآمد نفت بر تولید غیرنفتی و تورم مثبت است.

صوفی مجیدپور و پورمهر (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی «ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران با استفاده از روش داده و ستانده» پرداختند. در این مقاله تغییرات قیمت جهانی نفت را از طریق شاخص قیمت واردات بر شاخص قیمت کالاها و

خدمات داخلی با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری و داده‌های سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۴ به همراه جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۵ ایران ارزیابی می‌کند. نتایج تحقیق در قالب سه سناریوی ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصدی افزایش قیمت جهانی نفت را نشان می‌دهد شاخص قیمت تولیدکننده به‌ترتیب ۱۱، ۲۱/۸، ۳۲/۴ درصد و شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌ترتیب ۹/۳، ۱۸/۵ و ۲۷/۴ درصد افزایش خواهد یافت.

اثنی‌عشری و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی «تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول در اقتصاد ایران» در طی ۱۳۴۰-۱۳۹۰ پرداختند. این محققان نتیجه گرفتند پنج تکانه ساختاری در شهریور ۵۲، مرداد ۵۸، خرداد ۶۹، مرداد ۷۳ و خرداد ۸۵ شناسایی شد. بیشترین ضریب تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به‌ترتیب در رژیم اول و پنجم بوده است. همچنین بیشترین دوره تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم چهارم، دوم و پنجم بوده است.

محنت‌فر (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۰) پرداخت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد با افزایش درآمد نفت، حجم پول افزایش یافته که این امر به میزان تورم افزوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد هر شوک نفتی تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی در ایران دارد اثر شوک به‌مرور زمان افزایش می‌یابد. نوسانات قیمت نفت می‌تواند اثرات مهمی بر اقتصاد کشورها داشته باشد. این نوسانات علاوه‌بر تأثیرگذاری بر اقتصاد کشورهای واردکننده نفت یکی از دلایل اصلی اختلالات در اقتصاد کشورهای صادرکننده درآمد حاصل از فروش نفت است. به‌این‌ترتیب که افزایش قیمت نفت باعث افزایش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت شده و امکان رشد سریع قیمت‌ها، نرخ دستمزد و واردات در این کشورها فراهم می‌شود.

احمد جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی اثر تکانه درآمدهای نفتی بر تولید و تورم در شرایط وجود چسبندگی در قیمت و دستمزد پرداختند. در این پژوهش، پس از طراحی، خطی سازی و محاسبه ضرایب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز برای ایران، توابع واکنش آنی اقتصاد به تکانه درآمد نفتی محاسبه و مورد ارزیابی قرار گرفت. بررسی گشتاورهای متغیرهای موردنظر پژوهش با داده‌های واقعی اقتصاد ایران، نشان‌دهنده موفقیت نسبی الگو در شبیه‌سازی داده‌های تولید و تورم است. نتایج به‌دست‌آمده نشان دادند که تکانه مثبت درآمدهای نفتی موجب افزایش تولید و تورم در اقتصاد ایران می‌شود.

مروری بر مطالعات تجربی نشان می‌دهد که در زمینه عبور قیمت نفت روی شاخص‌های قیمت داخلی مطالعات متعددی در خارج از کشور صورت گرفته است. درحالی‌که در مطالعات داخل مطالعات بسیار معدودی در زمینه عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت‌های داخلی صورت گرفته است و غالب مطالعات داخلی به بررسی اثر تکانه قیمت نفت روی متغیرهای مختلف کلان اقتصادی پرداخته‌اند و شاخص قیمت‌های داخلی به‌طور ویژه موردبررسی قرار نگرفته است. همچنین در مطالعات داخلی،

پویایی اثرگذاری قیمت نفت روی شاخص قیمت داخلی لحاظ نشده است. این در حالی است که درجه اثرگذاری قیمت نفت روی شاخص قیمت‌ها در طی زمان ثابت نبوده و می‌تواند متغیر باشد. ازاین‌رو، در این مطالعه از روش ضرایب متغیر در طی زمان (TVP)[1] استفاده شده است.

۳. معرفی مدل و پایگاه داده‌ها

در این مطالعه، مدل تحقیق در چارچوب منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته شده و برگرفته از مطالعه شنگ چن (۲۰۰۹) در دو حالت خطی و غیرخطی مدل‌سازی شده است. به‌طوری‌که از مدل ARDL برای بخش خطی و مدل فضا-حالت برای بخش غیرخطی بهره گرفته شده است. همه اطلاعات موردنیاز تحقیق از مجموعه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در طی دوره زمانی ۱۳۶۹ – ۱۳۹۵ گرفته شده است.

۳-۱. مدل‌سازی خطی: مدل ARDL

چارچوب کلی مدل تحقیق در بخش خطی به‌صورت زیر است:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta Lpo_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

به‌طوری‌که در معادله فوق، متغیرهای مدل عبارتند از:

$\pi_t = LP_t - LP_{t-1}$: نشان‌دهنده تفاضل لگاریتم سطح عمومی قیمت‌ها (نرخ تورم) است که در این تحقیق به تفکیک رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده ($\pi_{1t} = DLCPI_t = LCPI_t - LCPI_{t-1}$) و رشد شاخص قیمت تولیدکننده ($\pi_{2t} = DLPPI_t = LPPI_t - LPPI_{t-1}$) در نظر گرفته شده است.

y_t: نشانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت است.

$\bar{y}_t$: روند فیلتر هدریک – پرسکات[2] مربوط به متغیر y_t یا سطح تولید بالقوه کشور است.

$(y_t - \bar{y}_t)$: نشانگر شکاف تولید یا تفاوت تولید بالفعل و بالقوه است که به اختصار با نماد GY نشان داده می‌شود.

LPO_t: نشانگر لگاریتم قیمت نفت برحسب دلار آمریکا است.

در معادله (۱) عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت روی تورم با استفاده از ضریب وقفه اول تفاضل لگاریتم قیمت نفت یعنی θ_1 قابل برآورد است و عبور کامل بلندمدت آن را می‌توان به‌صورت معادله (۲) محاسبه کرد:

1. Time Varying Parameter
2. Hodrick–Prescott

$$\phi = \sum_{i=1}^{k} \theta_i / (1 - \sum_{i=1}^{k} \beta_i) \qquad (۲)$$

بااین‌وجود احتمال دارد که قیمت نفت، شاخص قیمت‌ها و شکاف‌تولید هم‌انباشته شوند، به‌عنوان‌مثال، یک رابطه بلندمدت متعادل بین این متغیرها ممکن است وجود داشته باشد. در این حالت، برای به‌دست آوردن عبور بلندمدت، مدل تجربی زیر تخمین زده می‌شود:

$$p_t = \alpha + \beta_y y_t + \beta_{po} Lpo_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

واضح است که عبور کامل بلندمدت از طریق β_{po} داده می‌شود. علاوه‌بر این، برای اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت، یک مدل تجربی تصحیح خطا را در نظر می‌گیریم:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta Lpo_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t . \qquad (۴)$$

ECT_t عبارت تصحیح خطا است:

$$ECT_t = p_t - \beta_y y_t - \beta_{po} Lpo_t$$

شایان توجه است که تحت چارچوب تصحیح خطا، عبور کوتاه‌مدت کلی توسط رابطه $\omega = \theta_1 + \varphi\beta_{po}$ به‌دست می‌آید درحالی‌که عبور کوتاه‌مدت جزئی برابر با θ_1 است (آدولفسن[1]، ۲۰۰۱). ممکن است سری زمانی در معرض تغییرات ناگهانی قرار بگیرد در نتیجه دچار تغییرات ساختاری شده و همچنین با شکست‌هایی همراه باشد و ندیده گرفتن آن ممکن است به نتایج کاذب منجر شود. در این تحقیق از آزمون کوانت–اندریوز برای تشخیص وجود یا عدم وجود و تعیین سال شکست به‌صورت درون‌زا استفاده می‌شود. بعد از تعیین سال شکست، متغیر مجازی[2] D_t برای آن تعریف شده و به‌صورت زیر در مدل لحاظ می‌گردد:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta Lpo_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i (D_{t-i} \times \Delta Lpo_{t-i}) + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

متغیر مجازی D_t برای سال‌های بزرگ‌تر از زمان شکست برابر با یک و برای سایر زمان‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند:

$$D_t = \begin{cases} 0 & if \quad t \prec \hat{\tau} \\ 1 & if \quad t \geq \hat{\tau} \end{cases}$$

1. Adolfson
2. Dummy

لازم به ذکر است برای برآورد مدل خطی (در دو حالت بدون لحاظ و با لحاظ شکست ساختاری) از مدل ARDL استفاده می‌شود. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی که در روش انگل – گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوی بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند. مهم‌ترین مزیت این روش، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرهای صرف‌نظر از مانا بودن یا نبودن آن‌هاست. همچنین در این روش، علاوه‌بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آنکه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل‌محاسبه است. همچنین روش ARDL برخلاف سایر روش‌ها حتی در نمونه‌های کوچک هم نتایج قابل‌اعتمادی دارد (مگنوس و اریک[1]، ۲۰۰۶).

۳-۲. مدل‌سازی غیرخطی: فضا-حالت

مدل‌های حالت–فضا یکی از جدیدترین روش‌ها برای تصریح مدل‌های تجربی در حوزه اقتصادسنجی و تحلیل سری‌های زمانی است. سیستم معادلات حالت–فضا شامل دو معادله است معادله مشاهده و معادله حالت. این معادلات با استفاده از الگوریتم برگشت‌پذیر که به فیلتر کالمن معروف است، برای تعیین بهینگی تخمین زده می‌شود. در ادبیات اقتصادسنجی، بیشتر الگوهای سری زمانی اعم از مدل-های رگرسیون خطی و فرایندهای خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته[2] (ARIMA) می‌تواند به-عنوان حالت خاصی از مدل‌های حالت–فضا تصریح و برازش شوند. تکنیک‌های منتج از این روش نسبت به مدل‌های ARIMA و روش باکس جنکینز[3] انعطاف‌پذیرتر بوده و می‌توانند دامنه وسیع‌تری از مسائل را حل کنند. در ادبیات اقتصادسنجی این مدل‌ها برای پیش‌بینی، مدل‌سازی و برآورد متغیرهای غیرقابل مشاهده نظیر درآمد دائمی، انتظارات، مشاهدات از دست‌رفته، خطاهای اندازه‌گیری، سیکل‌ها و روند و برآورد پارامترهای متغیر در طول زمان بکار می‌روند. هم‌اکنون مدل‌های حالت–فضا به‌عنوان زیرمجموعه‌ای از روش‌های اقتصادسنجی و الگوهای سری‌زمانی به شمار می‌آید.

قابلیت این مدل‌ها در تولید متغیرهای غیرقابل مشاهده، اهمیت استفاده روزافزون از این مدل‌ها را دو چندان می‌کند. چرا که نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهایی ازاین‌دست هستند[4]. با توجه به ویژگی‌های مدل‌های حالت–فضا در تصریح مدل می‌توان کاربردهای این نوع روش‌ها در زمینه مباحث اقتصادی را در دو دسته کلی تقسیم‌بندی نمود: مدل‌سازی و برآورد متغیرهای (اجزاء) غیرقابل

1. Magnus and Eric
2. Autoregressive integrated moving average process
3. Box-Jenkins

۴. در سال‌های اخیر کتاب‌های ارزشمندی توسط اساتید این حوزه نوشته و منتشر شده است که بصورت اختصاصی به بیان مباحث نظری و جنبه‌های کاربردی مدل‌های حالت فضا پرداخته‌اند. ازجمله کتاب‌های تخصصی در این زمینه می‌توان به Kim، Nelson (۱۹۹۹)، Durbin، Koopman(۲۰۰۱)، Commander، (۲۰۰۷) و Harvey، Koopman، Shepard (۲۰۰۶) اشاره کرد.

مشاهده و بررسی ناپایداری ساختاری ضرایب و امکان تغییر پارامترها در طول زمان (TVP) (حیدری و صالحیان صالحی‌نژاد، ۱۳۹۱).

در بخش مدل‌سازی خطی، ضرایب مربوط به عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت‌های داخلی مستقل از زمان است. درحالی‌که ممکن است عبور قیمت نفت در طی زمان تغییر کند همچنین در نظر گرفتن پویایی عبور قیمت نفت می‌تواند در تبیین عوامل مؤثر بر درجه عبور قیمت نفت روی تورم مؤثر باشد. برای این منظور مدل منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته با لحاظ پویایی ضریب عبور قیمت نفت به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \theta_{it} \Delta Lpo_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \varepsilon_t, \qquad (۶)$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

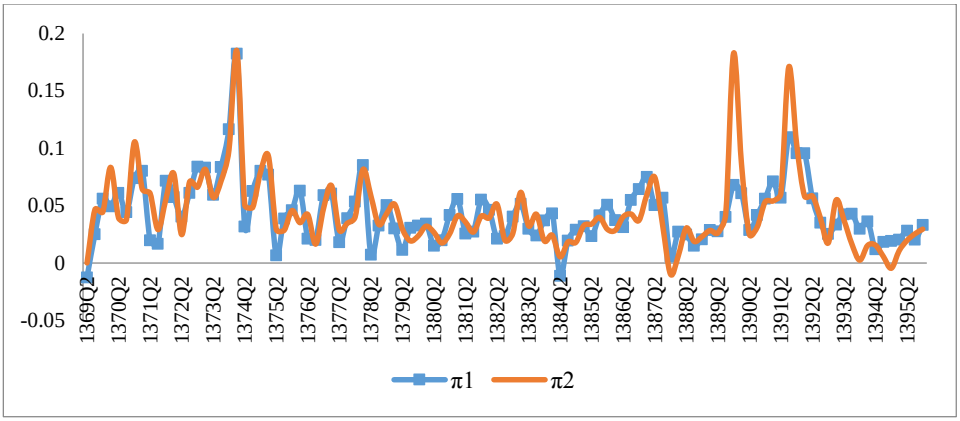
$$\theta_{it} = \theta_{it-1} + \eta_t, \qquad i = 1, \ldots, k \qquad (۷)$$

در نظر گرفتن پویایی عبور قیمت نفت روی تورم می‌تواند در تشخیص و تبیین تغییرات عبور قیمت نفت در طی زمان مؤثر باشد. همچنین با برآورد ضرایب عبور قیمت نفت در طی زمان می‌توان درک بهتری از نحوه عبور قیمت نفت روی شاخص‌های قیمت داخلی در طی دوره‌ی موردبررسی داشت.

٤. آمار توصیفی و آزمون ریشه واحد متغیرها

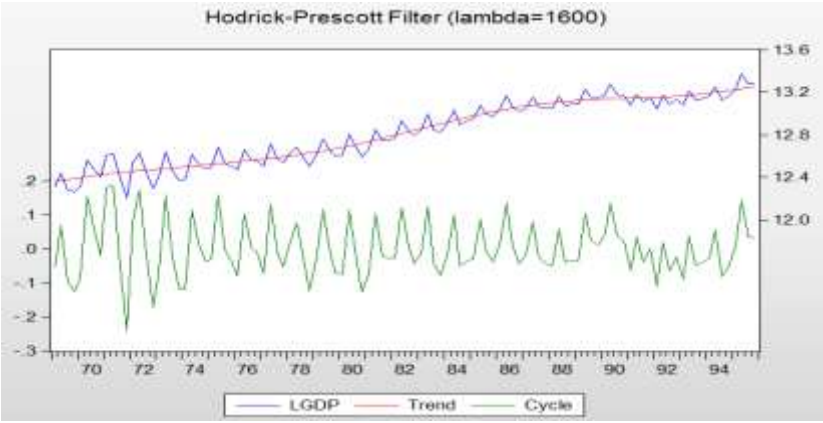
با توجه به نمودار(۱) بازه تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده[۱] بین ۰/۰۱۱- تا ۰/۱۸۴ است و بیشترین مقدار این شاخص مربوط به فصل اول سال ۱۳۷۴ است. بازه تغییرات شاخص قیمت تولیدکننده بین ۰/۰۰۹- تا ۰/۱۸۴ است و این شاخص در فصل اول سال ۱۳۷۴، فصل چهارم سال ۱۳۸۹ و فصل سوم سال ۱۳۹۱ بیشترین افزایش را تجربه کرده است.

۱. برای محاسبه تورم از رشد شاخص قیمت هر فصل نسبت به فصل قبل استفاده شده است.



نمودار ۱: روند رشد شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده ($\pi 1$) و تولیدکننده ($\pi 2$)

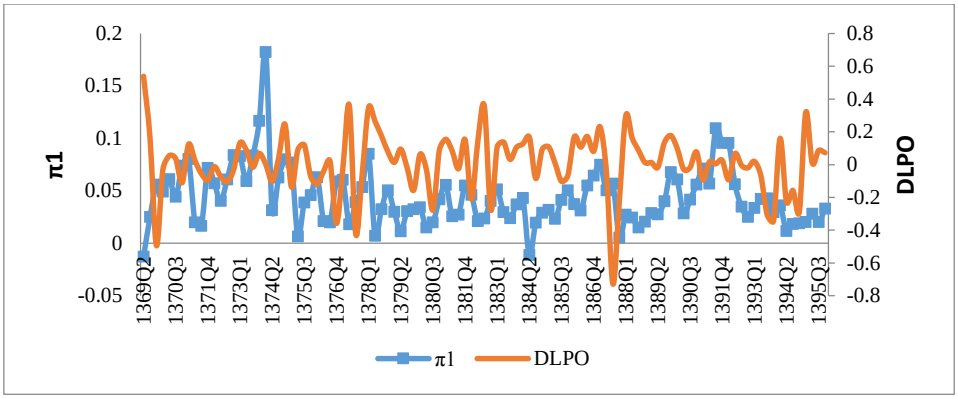
در این تحقیق سطح تولید بالقوه با استفاده از تکنیک فیلتر هدریک پرسکات(*HP*) محاسبه شده است (نمودار ۲). این فیلتر جهت برآورد ملایم و هموار روند بلندمدت اجزای یک سری زمانی به‌کار می‌رود. در واقع، این تکنیک از یک میانگین متحرک[1] بلندمدت متقارن به‌عنوان نوعی از فیلتر ضربه واکنش محدود[2]برای روندزدایی از سری‌های زمانی، استفاده می‌کند.



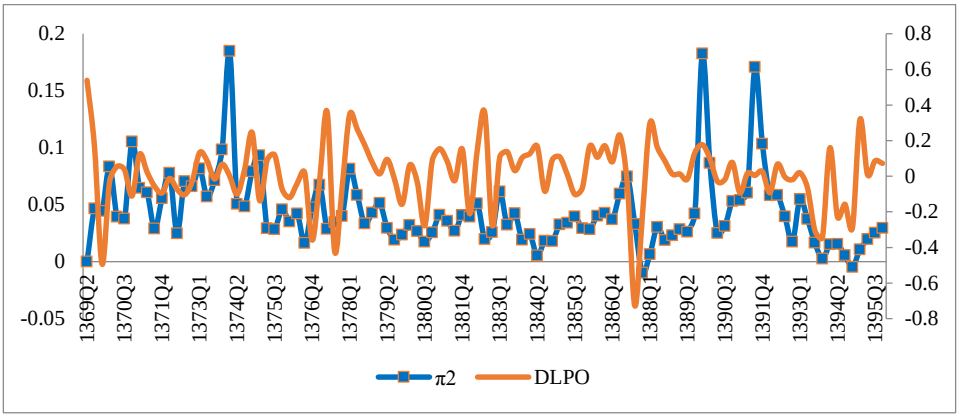
نمودار ۲: استخراج و روند شکاف تولید (*Cycle*)

با توجه به نمودار ۳ و ۴ می‌توان بررسی کرد رشد قیمت نفت و شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده در هر دوره بر مبنای اصول تئوریکی مربوطه است یا خیر. در برخی دوره‌ها رشد قیمت نفت و شاخص قیمت همجهت هستند و در برخی سال‌ها رابطه معکوس دارند.

1. Moving Average
2. Finite Impulse Response



نمودار ۳: روند رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (π_1) و رشد قیمت نفت (DLPO)



نمودار ٤: روند رشد شاخص قیمت تولیدکننده (π_2) و رشد قیمت نفت (DLPO)

قبل از برآورد مدل باید مانایی متغیرهای مدل، موردبررسی قرار گیرد؛ برای این منظور از آزمون دیکی فولر (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول (۱) نشان می‌دهد همه متغیرها به استثنای GY نامانا هستند و با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته

متغیر	سطح	تفاضل مرتبه اول
	t-stat (prob)	
LCPI	−۱/۲۹۹(۰/۶۲۷)	−۳/۲۴۲(۰/۰۲)
LPPI	−۲/۱۱۱(۰/۲۴)	−۶/۴۶۸(۰/۰۰۰)
LPO	−۱/۵۵۷ (۰/۵)	−۹/۶۷۰(۰/۰۰۰)
GY	−۵/۲۵۵(۰,۰۰۰)	--

منبع: محاسبات تحقیق، اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آماره آزمون t است.

۵. برآورد مدل، تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

۵-۱. نتایج مدل خطی

الف) بدون لحاظ شکست ساختاری

به‌منظور تحلیل ارتباط بلندمدت بین متغیرها و همچنین واکنش پویای بین آن‌ها، از الگوی هم‌جمعی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای برآورد مدل تجربی ارائه و استفاده شده است. برای این منظور ابتدا آزمون هم‌انباشتگی صورت گرفته و در صورت وجود رابطه بلندمدت، ابتدا عبور بلندمدت قیمت نفت روی تورم برآورد شده و سپس عبور کوتاه‌مدت مورد برآورد و آزمون قرار گرفته است. آزمون هم‌انباشتگی جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت انجام می‌شود که در مدل ARDL معروف به آزمون باند است. اولین گام در آزمون کرانه‌ها، آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم-انباشتگی است. با توجه به جدول ۲، F محاسباتی بزرگ‌تر از کران بالا است در این صورت می‌توان وجود رابطه بلندمدت را نتیجه گرفت، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می-شود.

جدول ۲: نتایج آزمون باند

معادله	F-statistic	K	Significance	I(0) Bound	I(1) Bound
π_1 (ln CPI)	۱۱/۰۶۱	۱	%۱۰	۳/۰۲	۳/۵۱
			%۵	۳/۶۲	۴/۱۶
π_2 (ln PPI)	۱۰/۲۶۵		%۲/۵	۴/۱۸	۴/۷۹
			%۱	۴/۹۴	۵/۵۸

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳ عبور بلندمدت قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده را نشان می‌دهد. اثر بلندمدت شکاف‌تولید و قیمت نفت روی شاخص قیمت‌ها معنی‌دار است. اگر یک درصد قیمت نفت افزایش یابد، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها ۱/۲۳۸ درصد شاخص قیمت مصرف‌کننده و ۱/۲۴۹ درصد شاخص قیمت تولیدکننده افزایش می‌یابد؛ بنابراین در بلندمدت، با افزایش قیمت نفت، شاخص قیمت‌های داخلی در ایران افزایش می‌یابد.

جدول ۳: نتایج عبور بلندمدت قیمت نفت (معادله ۳)

Dependent var. →	π_1 D(LCPI)	π_2 D(LPPI)
Independent var. ↓	Long run Coefficient t-stat (prob)	
LPO	۱/۲۳۸ ۳/۰۱۲(۰/۰۰۳)*	۱/۲۴۹ ۲/۹۹۲(۰/۰۰۳)*
GY	−۲۲/۶۷۲ −۲/۹۳۶(۰/۰۰۴)*	−۱۰/۵۲۸ −۲/۴۸۸(۰/۰۱۴)*
C	۱/۹۰۴ ۰/۹۹۳(۰/۳۲۲)	۱/۳۷۲ ۰/۸۱۱(۰/۴۱۹)

منبع: محاسبات تحقیق. *،** و *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری ضریب در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ است . اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون t است.

جدول ۴ عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد عبور کوتاه‌مدت جزئی قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده، بی‌معنی و روی شاخص قیمت تولیدکننده، مثبت و معنی‌دار است. به‌طوری‌که اگر قیمت نفت، یک درصد افزایش یابد، تورم تولیدکننده در کوتاه‌مدت ۰/۰۲۷ درصد افزایش می‌یابد. عبور کوتاه‌مدت کلی روی شاخص قیمت مصرف‌کننده ۰/۰۱- و روی شاخص قیمت تولیدکننده ۰/۰۱۳ است همچنین ضریب تصحیح خطا نیز منفی و معنی‌دار است و نشان می‌دهد در هر دوره حدود ۰/۰۱ از خطای تعادلی کوتاه‌مدت تصحیح می‌شود.

جدول ٤: نتایج عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت (معادله ٤)

Dependent var. →		π_1 D(LCPI)	π_2 D(LPPI)
Independent var. ↓		Coefficient t-stat (prob)	
C	α	۰/۰۰۳ ۰/۴۱۶ (۰/۶۷۷)	۰/۰۰۱ ۰/۱۰۶(۰/۹۱۵)
D(LCPI(-1))	β_1	۰/۳۸۷ * ۴/۱۶۶ (۰/۰۰۰)	-
D(LPPI(-1))	β_1	-	۰/۳۴۶ * ۳/۸۹۷ (۰/۰۰۰)
D(LPO)	θ_1	-۰/۰۰۲ - ۰/۱۶۲ (۰/۸۷)	۰/۰۲۷ *** ۱/۷۳ (۰/۰۸۶)
GY(-1)	γ	۰/۱۶۷ ** ۲/۳۰۱ (۰/۰۲۳)	۰/۰۸ *** ۱/۶۴۴ (۰/۱۰۳)
ECT(-1)	φ	-۰/۰۰۷ ** - ۲/۵۳۴ (۰/۰۱۲)	-۰/۰۱۱ * - ۲/۹۹۳(۰/۰۰۳)
$\omega = \theta_1 + \varphi\beta_{po}$		-۰/۰۱	۰/۰۱۳
Long Run Coefficients : $p_t = \alpha + \beta_y y_t + \beta_{po} po_t + \varepsilon_t$			
$LCPI_t = 1.904 - 22.672 y_t + 1.238 po_t$ t stat: (0.99) (-2.94) (3.01)			
$LPPI_t = 1.372 - 10.528 y_t + 1.249 po_t$ t stat: (0.81) (-2.49) (2.99)			

منبع: محاسبات تحقیق. *،** و *** به‌ترتیب نشانگر معنی‌داری ضریب در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ است. اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون t است.

ب) با لحاظ شکست ساختاری

در جدول (۴) عبور قیمت نفت روی تورم برای کل دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ به‌صورت یک ضریب برآورد شده است، درحالی‌که این احتمال وجود دارد که در این مدت طولانی، مدل دچار تغییرات

ساختاری شده و همچنین با شکست‌هایی همراه باشد که لحاظ نشده است. ازاین‌رو، ابتدا با استفاده از آزمون کوانت اندریوز[1] سال شکست به‌صورت درون‌زا تعیین شده و سپس در قالب متغیر مجازی در مدل‌سازی استفاده می‌شود. با توجه به جدول ۵ فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود سال شکست رد شده و فصل دوم سال ۱۳۷۴ و فصل چهارم سال ۱۳۸۹ به ترتیب برای مدل‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده و شاخص قیمت تولیدکننده به‌عنوان سال‌های شکست، معنی‌دار هستند.

جدول ۵: نتایج آزمون کوانت اندریوز برای تشخیص شکست ساختاری

Dependent var. →	π_1 D(LCPI)		π_2 D(LPPI)	
Statistic	Value(prob)	سال شکست	Value (prob)	سال شکست
LR F-statistic Maximum	۴/۱۵۶(۰/۰۴۳)	۱۳۷۴ Q2	۳/۵۵۵(۰/۱۰۲)	۱۳۸۹ Q4
Maximum Wald F- Statistic	۱۶/۶۲۷(۰/۰۴۳)	۱۳۷۴ Q2	۱۴/۲۲۳(۰/۱۰۲)	۱۳۸۹ Q4

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از برآورد معادله ۵ در جدول ۶ گزارش شده است. در این حالت، سال‌های شکست تعیین شده در جدول ۶ با عناوین DUM74 و DUM89 به‌عنوان متغیرهای مجازی در مدل اضافه شدند به‌طوری‌که این متغیرها برای سال‌های بزرگ‌تر از زمان شکست، برابر با یک و برای سایر زمان‌ها، مقدار صفر را اختیار می‌کنند.ازاین‌رو، می‌توان عبور جزئی کوتاه‌مدت قیمت نفت را قبل و بعد از سال شکست را برآورد کرد. نتایج مدل ARDL نشان می‌دهد عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده بعد از سال شکست (فصل دوم ۱۳۷۴) کاهش پیدا کرده است؛ اما این عبور روی شاخص قیمت تولیدکننده بعد از سال شکست (فصل چهارم سال ۱۳۸۹) افزایش یافته است.

1. Quandt- Andrews Test

جدول ٦: عبور جزئی کوتاه‌مدت قیمت نفت با لحاظ شکست ساختاری (معادله ۵)

Dependent var. →		π_1 D(LCPI)	π_2 D(LPPI)
Independent var. ↓		Short run Coefficient t-stat (prob)	
D(LCPI(-1))	β_1	۰/۵۳۷* ۵/۹۸۶(۰/۰۰۰)	-
D(LPPI(-1))	β_1	-	۰/۲۷۱* ۳/۴۲۷(۰/۰۰۰)
D(LPO)	θ_1	۰/۰۲۷** ۱/۹۶۲(۰/۰۵۲)	۰/۰۱۷ ۱/۲۸۵(۰/۲۰۱)
D(DUM74*LPO)	δ_1	-۰/۰۳۵ * - ۴/۲۱۴(۰/۰۰۰)	-
D(DUM89*LPO)	δ_1	-	۰/۰۳۲* ۶/۳۲۷ (۰/۰۰۰)
GY(-1)	γ	۰/۲۲۰* ۴/۹۶۳(۰/۰۰۰)	۰/۰۶۶** ۲/۱۶۵(۰/۰۳۲)
ECT(-1)	φ	-۰/۰۰۱ * -۵,۲۲۸(۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۵* - ۷/۶۳۷(۰/۰۰۰)
عبور جزئی کوتاه‌مدت قیمت نفت قبل از شکست		۰/۰۲۷	۰/۰۱۷
عبور جزئی کوتاه‌مدت قیمت نفت بعد از شکست		$\theta_1 + \delta_1 = -۰/۰۸$	$\theta_1 + \delta_1 = ۰/۰۴۹$

منبع: محاسبات تحقیق. *،** و *** به‌ترتیب نشانگر معنی‌داری ضریب در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ است . اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره آزمون t است.

۵-۲. نتایج مدل غیرخطی (فضا-حالت)

قبل از برآورد مدل فضا حالت، لازم است آزمون‌هایی مبنی بر دلیل استفاده از این مدل صورت گیرد. برای این منظور، آزمون‌های هانسن[1]، پایلاپ[2] و نرمال بودن توزیع جملات خطا صورت می‌گیرد و در صورت برقراری شرایط لازم می‌توان از مدل فضا حالت استفاده کرد.

❖ آزمون هانسن

با استفاده از آزمون هانسن ثابت می‌کنیم پارامترها بی‌ثبات و در طول زمان درحال تغییر هستند در نتیجه می‌توان از روش TVP استفاده کرد. با توجه به جدول ۷ آماره آزمون هانسن برای هر دو حالت مدل یعنی شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدکننده حاکی از رد فرضیه صفر بوده و ناپایداری پارامترها تأیید می‌شود؛ در نتیجه ضرایب بی‌ثبات هستند.

1. Hansen
2. Pile up

جدول ۷: آزمون پایداری ضرایب مدل (آزمون هانسن)

dependent var.↓	Lc statistic (Prob)	Trends(m)	Trends(K)	Trends(P)
π_1	۱/۹۳۲ (۰/۰۱)	۴	۰	۰
π_2	۱/۰۵۰ (۰/۰۳۱)			

منبع: محاسبات تحقیق

❖ آزمون پایلاپ

در سیستم معادلات فضا–حالت، نسبت واریانس جز اخلال معادله حالت (Q) به واریانس جز اخلال حاصل از معادله مشاهده (R)، نسبت سیگنال به نویز (q) نامیده می‌شود. درصورتی‌که مقدار نسبت سیگنال به نویز مخالف صفر باشد می‌توان گفت معادلات فضا حالت تخمین زده شده، دارای اعتبار است و خروجی متغیر حاصل از آن قابل‌قبول است؛ اما چنانچه این نسبت برابر صفر شود، مدل فضا حالت تخمین زده شده، با مشکل هم‌انباشته شدن (پایلاپ) مواجه است. مشکل هم‌انباشته شدن، زمانی رخ می‌دهد که واریانس جزاخلال حاصل از معادله حالت برابر صفر باشد که موجب صفر شدن نسبت سیگنال به نویز شده و نشان می‌دهد در مدل موردنظر، متغیر حالت غیر تصادفی است. با توجه به جدول ۸، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر صفر بودن q رد شده و مدل برآورد شده، مشکل پایلاپ را ندارد.

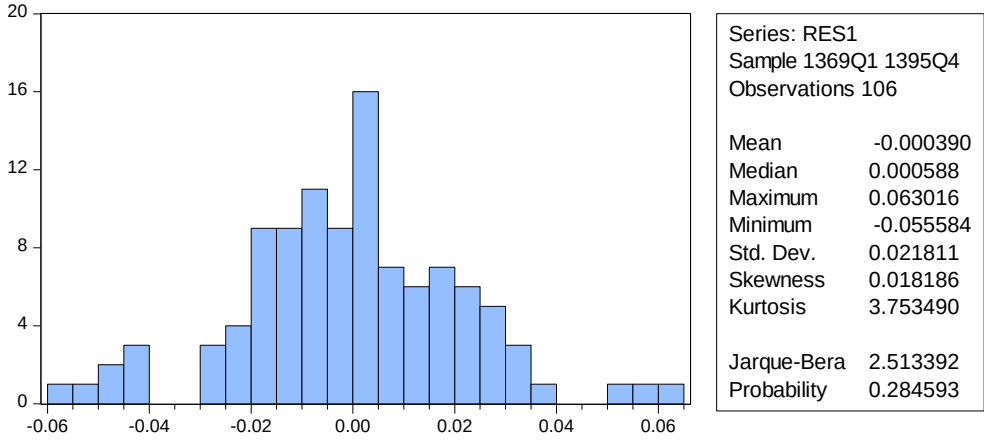
جدول ۸: نتایج آزمون پایلاپ

Sample Mean	Sample Std. Dev.	t-stat (prob)
۱/۵۵۱	۳/۶۹۲	۴/۳۴۶(۰/۰۰۰)

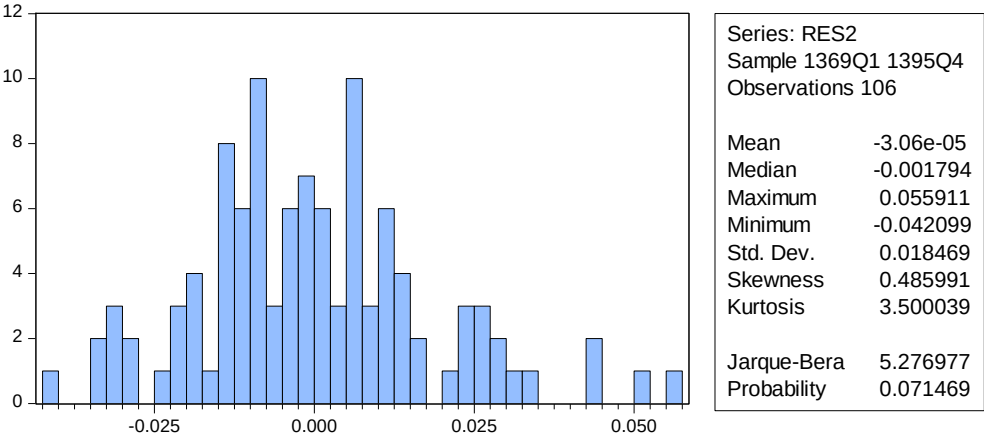
منبع: محاسبات تحقیق

❖ آزمون نرمال بودن توزیع جملات خطا

برای استفاده از مدل فضا-حالت، توزیع اجزا اخلال دستگاه معادلات باید نرمال باشد. از آزمون جارک–برا برای بررسی نرمال بودن اجزای اخلال معادلات حالت و مشاهده استفاده می‌شود که با توجه به نمودار ۵ در همه سطوح نرمال و نمودار ۶ در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار و نرمال می‌باشند؛ بنابراین فرض صفر مبنی بر نرمال بودن جز اخلال پذیرفته می‌شود. لازم به ذکر است که توزیع جملات خطا در ابتدا نرمال نبود و برای نرمال‌سازی آن از متغیرهای مجازی برای مشاهدات پرت استفاده شده است؛ بنابراین براساس نتایج حاصل از آزمون‌ها مذکور، استفاده از مدل فضا حالت توجیه می‌شود.



نمودار ۵: آزمون نرمال بودن توزیع جملات خطا برای مدل π_1



نمودار ٦: آزمون نرمال بودن توزیع جملات خطا برای مدل π_2

❖ برآورد عبور قیمت نفت روی تورم در طی زمان (TVP)

همان‌طور که در معادلات ۶ و ۷ بیان شد، در مدل فضا حالت، اثرگذاری قیمت نفت روی تورم در طی زمان متغیر در نظر گرفته شده است. اندیس t در θ_{it} نشان‌دهنده متغیر بودن این ضریب در طول زمان است.

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i \pi_{t-i} + \gamma(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \theta_{it} \Delta Lpo_{t-i} + \varphi ECT_{t-1} + \lambda DUM_t + \varepsilon_t, \quad (۸)$$
$$\theta_{it} = \theta_{it-1} + \eta_t,$$

نتایج حاصل از برآورد مدل فضا حالت در جدول ۹ گزارش شده است. لازم به ذکر است که از متغیر مجازی برای خنثی کردن مشاهدات پرت و نرمال‌سازی توزیع جملات خطا (برای π_1 فصل اول

سال ۱۳۷۴ و برای π_2 فصل اول سال ۱۳۷۴، فصل چهارم سال ۱۳۸۹، فصل سوم سال ۱۳۹۱) استفاده شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد اگر یک درصد شکاف‌تولید افزایش یابد با فرض ثابت بودن سایر متغیرها شاخص قیمت مصرف‌کننده ۰/۱۶۸ درصد و شاخص قیمت تولیدکننده ۰/۰۸۱ افزایش می‌یابد و همچنین ضریب تصحیح خطا نیز منفی و معنی‌دار است. نتایج برآورد مدل در خصوص ضریب قیمت نفت روی تورم (θ_t) نشان می‌دهد در دوره پایانی (یعنی فصل چهارم ۱۳۹۵) عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده منفی و بی‌معنی است درحالی‌که این اثرگذاری روی شاخص قیمت تولیدکننده مثبت و معنی‌دار است.

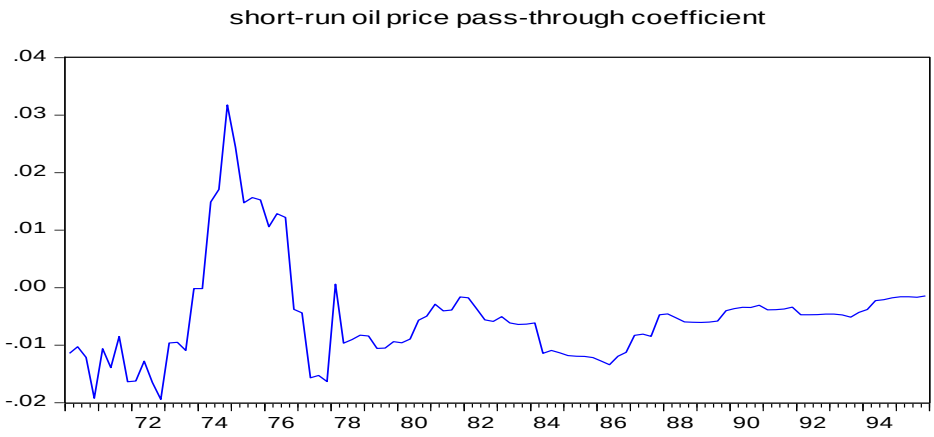
جدول ۹: نتایج حاصل از پویایی ضریب قیمت نفت

Dependent var. →		π_1 D(LCPI)	π_2 D(LPPI)
Independent var. ↓		Coefficient z-Statistic (prob)	
C	α	۰/۰۰۷ ۱/۱۹۵ (۰/۲۳۱)	۰/۰۰۱ ۰/۳۹۳(۰/۶۹۳)
D(LCPI(-1))	β_1	۰/۲۹۶** ۲/۱۳۳(۰/۰۳۲)	--
D(LPPI(-1))	β_1	--	۰/۲۷۴* ۳/۹۶۳(۰/۰۰۰)
GY(-1)	γ	۰/۱۶۸* ۳/۰۲۲(۰/۰۰۲)	۰/۰۸۱** ۲/۲۵۶(۰/۰۱۱)
ECT(-1)	φ	-۰/۰۰۷ * - ۳/۴۹۸(۰/۰۰۰)	-۰/۰۱۰۵ * - ۴/۶۹۱(۰/۰۰۰)
DUM	λ	۰/۱۱۳* ۱۱/۲۳۴(۰/۰۰۰)	۰/۱۲۸* ۲۴/۱۱۸(۰/۰۰۰)
		Final State z-Statistic (prob)	
D(LPO)	θ_t	-۰/۰۰۱ - ۰/۱۲۱(۰/۹۰۳)	۰/۰۲۱** ۲/۱۰۸(۰/۰۳۵)

منبع: محاسبات تحقیق. *،** و *** به‌ترتیب نشانگر معنی‌داری ضریب در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ است . اعداد داخل پرانتز بیانگر ارزش احتمال آماره آزمون t است.

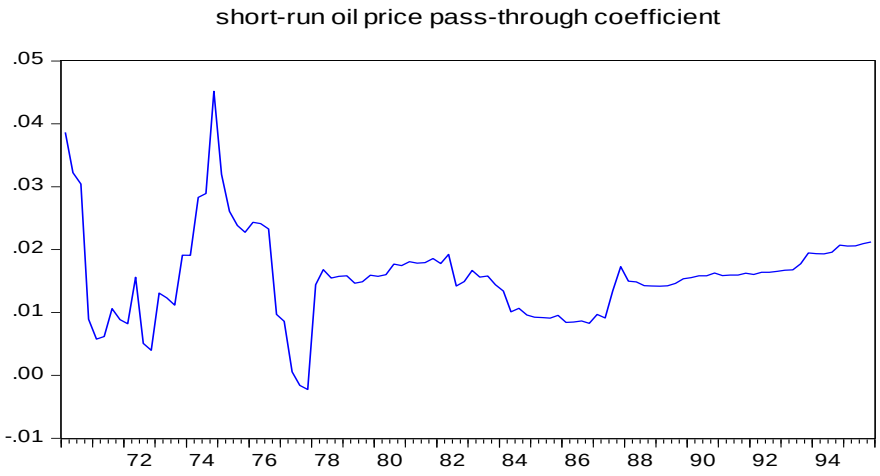
نمودار ۷ عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده طی سال‌های ۱۳۶۹-۱۳۹۵ را نشان می‌دهد. همان‌طور که از این نمودار ملاحظه می‌شود عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت روی تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننده) روند ثابتی در طی زمان نداشته و هم به لحاظ علامت و هم به لحاظ شدت عبور در طی زمان متفاوت بوده است. به‌طوری‌که دامنه تغییرات آن در طی دوره موردبررسی مابین ۰/۰۱۹- تا ۰/۰۳۲ و در سال پایانی به مقدار ۰/۰۰۱- رسیده است. نکته قابل‌توجه در این فرآیند،

عبور مثبت و شدت نسبی بیشتر قیمت نفت روی تورم (شاخص قیمت مصرف‌کننـده) در سـال ۱۳۷۴ است که بیشترین مقدار عبور قیمت نفت روی تورم در این دوره رخ داده است و بعد از این دوره عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت حول مقدار صفر نوسان داشته و نتایج حاصل جدول ۹ نیز حاکی از بـی‌معنـی-بودن این عبور در سال پایانی دارد.



نمودار ۷: نتایج برآورد عبور قیمت نفت به شاخص قیمت مصرف‌کننده

منبع: محاسبات تحقیق



نمودار ۸: نتایج برآورد عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت به شاخص قیمت تولیدکننده

منبع محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از عبور کوتاه‌مدت قیمت نفت روی تورم (شاخص قیمت تولیدکننده) در نمودار ۸ نشان داده شـده است. نتایج به‌دست‌آمده نشـان می‌دهد عبور قیـمت نفت روی شاخـص قیمت تولیدکننده تا حدودی متفاوت از شاخص قیمت مصرف‌کننده است. با این توضیح که عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت تولیدکننده به استثنا فصل سوم و چهارم سال ۱۳۷۷ همواره مثبت بوده است و

نشان می‌دهد با افزایش قیمت نفت، شاخص قیمت تولیدکننده نیز افزایش یافته است. شایان‌ذکر است عبور قیمت نفت به شاخص قیمت تولیدکننده حاکی از عبور بیشتر و پر نوسان در دوره قبل از سال ۱۳۷۸ است به‌طوری‌که در سال ۱۳۷۴ به اوج خود رسیده است درحالی‌که بعد از سال ۱۳۷۸ عبوری مثبت با شیب ملایم را نشان می‌دهد و در نهایت در فصل چهارم سال ۱۳۹۵ به مقدار ۰/۰۲۱ رسیده است که از نظر آماری معنی‌دار است.

نتیجه‌گیری

امروزه، نفت به‌عنوان بزرگ‌ترین منبع تأمین انرژی در نوسانات اقتصادی کشورهای جهان مؤثر است و با تغییرات قیمت نفت، انتظار می‌رود قیمت کالاها و خدمات نیز تحت تأثیر قرار گیرد؛ اما این تأثیرگذاری برحسب صادرکننده یا واردکننده نفت متفاوت خواهد بود. در این مطالعه سعی شد عبور قیمت نفت روی تورم کشور ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده و متکی به نفت مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد. ازاین‌رو، از مدل‌های ARDL و فضا–حالت برای مدل‌سازی آن بهره گرفته شده است. نتایج روش ARDL نشان می‌دهد عبور بلندمدت قیمت نفت روی تورم، مثبت است درحالی‌که عبور کوتاه‌مدت جزئی قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده، بی‌معنی بوده ولی روی شاخص قیمت تولیدکننده، مثبت و معنی‌دار است. همچنین نتایج مدل تحقیق با لحاظ شکست ساختاری نشان می‌دهد بعد از شکست ساختاری (سال ۱۳۷۴) عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده کاهش پیدا کرده ولی قبل از سال شکست این عبور مقدار بیشتری داشته است. درحالی‌که عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت تولیدکننده، بعد از سال شکست (۱۳۸۹) معنی‌دار و معادل ۰/۰۴۹ بوده ولی قبل از سال شکست این عبور، بی‌معنی است. نتایج مدل فضا حالت نشان می‌دهد عبور قیمت نفت روی شاخص مصرف‌کننده و تولیدکننده در طی زمان یکسان نیست. به‌طوری‌که در طی سال‌های ۱۳۷۴ الی ۱۳۷۶ عبور قیمت نفت در سطح بالاتر و به‌صورت نوسانی بوده است ولی بعد از سال ۱۳۷۷، این عبور روی شاخص قیمت تولیدکننده روند نسبتاً ملایم و مثبت را نشان می‌دهد و در مقایسه با عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت مصرف‌کننده، بیشتر است.

با نگاهی کلی به روند عبور قیمت نفت بر شاخص قیمت‌های داخلی در طی دوره زمانی موردبررسی می‌توان دریافت که میزان و شدت عبور قیمت نفت بر تورم تحت تأثیر شیوه مدیریت درآمدهای نفتی در داخل کشور بوده است. همان‌طور که از نمودارهای ۷ و ۸ مشاهده می‌شود تا قبل از سال ۱۳۷۹ عبور قیمت نفت بر تورم با نوسانات بالا و شدیدی همراه بوده است ولی بعد از سال ۱۳۷۹ از شدت نوسانات این عبور کاسته شده و روند نسبتاً ملایم و کم‌نوسانی صورت گرفته است. به نظر می‌رسد تأسیس حساب ذخیره ارزی در سال ۱۳۷۹ به‌عنوان اقدامی استراتژیک در مدیریت درآمدهای نفتی با هدف مهار نوسانات ناشی از تغییرات جهانی قیمت نفت، بی‌تأثیر نبوده است. هدف

اصلی حساب ذخیره ارزی این بود که بخشی از منابع ارزی حاصل از فروش نفت در سال‌هایی که میزان درآمدهای نفتی بالاست، ذخیره کند و در سال‌هایی که درآمد نفتی پایین می‌آید، مورداستفاده قرار گیرد. همچنین به نظر می‌رسد تأسیس صندوق توسعه ملی در سال ۱۳۹۰ با هدف استقلال مالی صندوق از دولت و ممانعت از برداشت مجدد توسط دولت یا اضافه نمودن به سقف بودجه، در عبور قیمت نفت بر تورم مؤثر بوده است و از سال ۱۳۹۰ به بعد، این عبور با نوسان بسیار پایین صورت گرفته است.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت اولاً عبور قیمت نفت روی شاخص مصرف‌کننده و تولیدکننده در طی دوره ۱۳۶۹–۱۳۹۵ یکسان نبوده و در طی سال‌های اخیر افزایش قیمت نفت روی شاخص قیمت تولیدکننده مثبت و بیشتر از عبور آن روی شاخص قیمت مصرف‌کننده است؛ یعنی، با افزایش قیمت نفت، هزینه نهاده‌ها اولیه و واسطه‌ای وارداتی افزایش یافته و به‌تبع آن شاخص قیمت تولیدکننده افزایش می‌یابد. ثانیاً عبور قیمت نفت روی تورم در طی دوره زمانی موردبررسی، دامنه نوسانات متفاوتی را تجربه کرده است به‌طوری‌که قبل از ایجاد حساب ذخیره ارزی در سال ۱۳۷۹، عبور قیمت نفت روی شاخص قیمت‌ها با شدت بالا و نوسانات بالا همراه بوده است درحالی‌که بعد از سال ۱۳۷۹ از دامنه نوسانات این عبور کاسته شده و عبور نسبتاً ملایمی صورت گرفته است؛ بنابراین تأکید بر نقش تثبیتی صندوق توسعه ملی به‌منظور جلوگیری از اثرات زیان‌بار انتقال بار تورمی تغییرات شدید قیمت نفت بر اقتصاد ایران به‌ویژه تورم، از توصیه‌های سیاستی تحقیق حاضر برای برنامه‌ریزان و تصمیم گیران اقتصادی کشور است.

منابع

اثنی‌عشری، ابوالقاسم؛ ندری، کامران؛ ابوالحسنی، اصغر؛ مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا. (۱۳۹۵). «تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران»، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۲)، ۱۰۲-۱۸۵.

التجائی، ابراهیم و ارباب افضلی، محمد. (۱۳۹۱). «اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR»، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۷، ۱۱-۸۹.

امامی، کریم و ادیب‌پور، مهدی. (۱۳۸۸). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۰، ۱-۲۶.

بهبودی، داوود؛ متفکرآزاد، محمدعلی و رضازاده، علی. (۱۳۸۸). «تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران»، *فصلنامه اقتصاد انرژی* ۶(۲۰)، ۳۱-۱.

پاشایی‌فام، رامین، پازوکی، محمدرضا و امیرخانی، پاتریس. (۱۳۹۲). «تبیین و تحلیل تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تورم کشورهای واردکننده نفت OECD»، *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۹، ۸۹-۱۱۶.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ بالونژاد نوری، روزبه و طهرانچیان، امیرمنصور. (۱۳۹۵). «بررسی اثر تکانه درآمدهای نفتی بر تولید و تورم در شرایط وجود چسبندگی در قیمت و دستمزد»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۲(۴۸)، ۱-۳۲.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۳). «اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد، ایران»، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*،۳(۱۰)، ۳۲-۱.

حسینی‌نسب، ابراهیم و میرکاظمی مود، منا. (۱۳۸۸). «اثر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی منتخب کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت»، *فصلنامه علوم، اقتصادی*، ۲(۷)، ۴۳-۲۷.

حیدری، حسن و صالحیان صالحی‌نژاد، زهرا. (۱۳۹۱). *مدل‌های حالت فضا و کاربردهای آن در اقتصاد*، اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی روش‌ها و کاربردها.

خوش‌اخلاق، رحمان و موسوی محسنی، رضا. (۱۳۸۵). «شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه‌پذیر تعادل عمومی»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، (۷۷)، ۱۱۷-۹۷.

سرزعیم، علی. (۱۳۸۶). «بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۴(۵۱)، ۲۷-۱۲.

صوفی مجیدپور، مسعود؛ پورمهر، مهدی. (۱۳۹۴). «ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران با استفاده از روش داده و ستانده»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۲)، ۱۱۱-۱۲۹.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). «سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران»، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۸(۲)، ۸۷-۱۱۷.

محنت‌فر، یوسف. (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران (۱۳۵۰-۱۳۹۰) »، *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۱۷)، ۲۲۵-۲۴۲.

مقدم، محمدرضا و سزاوار، محمدرضا. (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر قیمت‌های جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۲(۴۷)، ۲۱۶-۱۹۷.

Álvarez, L. J.; Hurtado, S.; Sánchez, I. & Thomas, C. (2011). "The impact of oil price changes on Spanish and euro area consumer price inflation". *Economic modeling*, 28(1-2), 422-431.

Adolfson, M. (2001). "Export price responses to exogenous exchange rate movements". *Economics Letters*, 71(1), 91-96

Berument, H. & Tasci, H. (2002). "Inflationary Effect of Crude Oil Prices in Turkey". *Physica A*. 316, 568-580.

Catik, A. N. and Karacuka, M. (2012). "Oil Pass-Through to Domestic Prices in Turkey: Does the Change in Inflation Regime Matter?", *Economic Research*, 25(2), 277-296.

Chen, S. Sh. (2009). "Oil price pass-through into inflation". *Energy Economics*, 31(1), 126-133.

Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S. & Poplawski-Ribeiro, M. (2018). "Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies". *Journal of International Money and Finance*, 82, 71-96.

Chou, K. W., Tseng, Y. H. (2011). "Pass-through of oil prices to CPI inflation in Taiwan". *International Research Journal of Finance and Economics*, 69, 73-83.

Cologni A., Manera M. (2013). "Exogenous Oil Shocks, Fiscal Policies and Sector Reallocations in Oil Producing Countries", *Energy Economics*, 35, 42-57.

De Gregorio, J.; Landerretche, O.; Neilson, Ch.; Broda, Ch.; & Rigobon, R. (2007). "Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation [with comments]". *Economia*, 7(2), 155-208.

Dissou, Y. (2010). "Oil Price Shocks: Sectorial and Dynamic Adjustments in A Small-Open Developed and Oil-Exporting Economy", *Energy Policy*, 38(1), 562-572.

Fan, Y., Jiao, J-L., Liang, Q-M., Han,Z-Y. & Wei, Y-M. (2007). "The impact of rising international crude oil price on China's economy: an empirical analysis with CGE model". *International Journal of Global Energy*, Issues 27(4), 404-424.

Hahn, E (2003). *Pass-Through of External Shocks to Euro Area Inflation*. Working Paper, No.243, European Central Bank

Ito, K (2008). "Oil price and the Russian economy: A VEC model approach". *International Research Journal of Finance and Economics*, 17, 68-74.

Kiptui, M. (2009). *Oil price pass-through into inflation in Kenya*. African Econometric Society (AES) Conference Proceedings.

Karimli, T.; Jafarova, N.; Aliyeva, H. & Huseynov, S . (2016). *Oil price pass-through into inflation: The evidence from oil exporting countries*, Graduate Institute of International and Development Studies Working Paper.

LeBlanc, M. & Chinn, M. (2004). *Do high oil prices presage inflation?*, The evidence from G-5 countries.

Mohanty, D. and John. J. (2015). "'Determinants of inflation in India". *Journal of Asian Economics*, 36, 86-96.

Park, J. and Ratti, R. A. (2008). "Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries", *Energy Economics*, 30(5), 2587-2608.

Sek, S. K; Teo, X. Q. & Wong, Y. N. (2015). "A comparative study on the effects of oil price changes on inflation". *Procedia Economics and Finance*, 26, 630-636.

Sek, S. K. (2017). "Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling". *Energy*, 130, 204-217.

Salisu, A. A., Isaha, K. O., Oyewoleb, O. J., Akanni, L.O. (2017). "Modelling oil price-inflation nexus: The role of asymmetries". *Energy*, 125, 97-106.

Valcarcel, V. J. and Wohar, M. E. (2013). "Changes in the oil price-inflation pass-through". *Journal of Economics and Business*, 68, 24-42.

Applied Economics Studies, Iran (AESI) 253

Volume 8, Number 31, Full 2019

Dynamics of Oil Price Pass-Through into Iran's Domestic Prices Index over Time

Mamipour, S.[1*], Sobhi Juybari, F.[2]

Abstract

The economies of the world are always affected by the oil price, because oil is considered as the largest energy source of countries. As a result, oil price changes will have a main role in goods and services price changes. The main purpose of this paper is studying the dynamics of oil price pass-through into domestic Prices index in Iran over time. For this purpose, two models i.e. "Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)", and "State-Space" Models are used during the period of 1990 to 2017 with seasonal frequency. The results of the ARDL model show that the oil price pass-through into the prices index is positive and significant in the long run, while oil price pass-through into the consumer price index is insignificant in short run, but it is positive and significant into producer price index in short run. Also, the results show that after 1995 as a structural break point, the oil price pass-through into consumer price index has declined, but producer price index has increased after 2011.

The results of the state-space model indicate that the oil price pass-through into the consumer and producer index is not same over time. So, the oil price pass through was higher and fluctuating during the 1995 to 1997, but after 2000, the pass through into the producer price index are a pretty mild and positive trend, and this pass through has happened at a higher level in comparison with the consumer price index. Therefore, in general, global oil price volatility has affected the inflation of Iran's economy as an oil exporting country, and its intensity depends on how oil revenues are managed within the country. As the role of establishing a Foreign Exchange Reserves in 2000 and the National Development Fund in 2011 is evident to control the intensity of fluctuations oil prices pass through into inflation. Therefore, the emphasis on the stabilization role of the National Development Fund in preventing the transfer of inflationary surges of oil price changes to inflation is one of the policy recommendations of this paper for economic planners and decision makers.

Keywords: Oil Price, Time Varying Pass-Through, Consumer Price Index, Producer Price Index, ARDL Model, State Space Model, Iran.

JEL Classification: Q31, E31, C51, C22.

1. Assistant Professor, Department of Energy and Resources Economics, Kharazmi University **Email:** mamipours@gmail.com

2. Master of Science in Economic and Social Systems Engineering, Kharazmi University **Email:**sobhi.fatemeh90@gmail.com