مدل ARDL غیرخطی از پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل

علمی - پژوهشی

ابوالفضل غیاثوند*، استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، تهران، ایران
پریسا بازدار اردبیلی، مربی، مرکز تحقیقات راه، مسکن و شهرسازی، تهران، ایران
*پست الکترونیکی نویسنده مسئول: Ab.Ghiasvand@iau.ac.ir

دریافت: ۱۴۰۱/۰۹/۱۵- پذیرش: ۱۴۰۲/۰۴/۲۸
صفحه ۸۲-۶۵

چکیده

در این مقاله با استفاده از مدل خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، به بررسی پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل طی سال‌های ۹۹ - ۱۳۸۰ می‌پردازیم. برای بررسی شوک‌های متغیرهای مؤثر بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل، در ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات، شوک‌های پیش‌بینی‌شده و شوک‌های پیش‌بینی‌نشده مثبت و منفی استخراج‌شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت شوک‌های مثبت ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، قیمت نفت خام و نرخ ارز تأثیر مثبت و شوک‌های منفی این متغیرها تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. همچنین در ادامه برای بررسی نامتقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی از آزمون والد استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده متغیرهای موردبررسی اثرات نامتقارنی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. در ادامه برای بررسی پایداری پارامترهای تخمین زده‌شده در الگوی بلندمدت از آزمون CUSUM و CUSUM SQ برای جملات پسماند الگوی کوتاه‌مدت استفاده شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که ضرایب متغیرها در طول دوره موردبررسی، دارای ثبات می‌باشند. به‌عبارتی‌دیگر، شکست ساختاری در الگو وجود ندارد و میانگین جملات پسماند صفر است و فروض اول کلاسیک برقرار است.

واژه‌های کلیدی: پویایی شاخص قیمت ، حمل‌ونقل، مدل ARDL غیرخطی، آزمون والد

۱- مقدمه

رشد شاخص قیمت وضعیتی است که در آن سطح عمومی قیمت‌ها به‌طور مستمر و همه‌گیر و به‌مرورزمان افزایش می‌یابد. از آثار نامطلوب رشد شاخص قیمت می‌توان به مواردی ازجمله کندی رشد اقتصادی، رکود، ناکارایی وظیفه ذخیره ارزش بودن پول، افزایش درآمد بعضی از طبقات درآمدی به ضرر سایر گروه‌های درآمدی، اخلال در قیمتهای نسبی و تخصیص ناکارایی منابع و از همه مهم‌تر پدید آمدن عدم اطمینان نسبت به قیمت‌های آینده و نااطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی اشاره کرد که موجب می‌شود هزینه ریسک فعالیت‌های اقتصادی بسیار افزایش یابد و این خود سبب افزایش شدیدتر تورم و محدود شدن رشد سرمایه‌گذاری و کاهش بهره‌وری می‌شود. ازآنجاکه یکی از مشکلات عمده اقتصادی کشور ایران در چند سال اخیر پدیده تورم شدید و آثار سوء ناشی از آن بر پیکره اقتصاد کشور بوده است، ثبات قیمت و رسیدن به یک نرخ تورم متناسب با ساختار اقتصاد کشور برای مقامات پولی و سیاست‌گذاران اقتصادی از اهمیت فراوانی برخوردار است. ازاین‌رو، تعداد بسیاری از مطالعات اقتصادی به تحلیل و بررسی پدیده تورم از ابعاد مختلف و در بخش‌های مختلف اقتصاد اختصاص‌یافته‌اند. با توجه به اینکه بخش حمل‌ونقل یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور است، بنابراین توجه به رشد شاخص قیمت و روند تغییرات آن در بخش

حمل‌ونقل و شناخت وضعیت آن در تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی در سطوح مختلف کلان و خرد اهمیت به سزایی دارد. از عوامل مؤثر بر رشد شاخص قیمت در بخش حمل‌ونقل شوک‌های ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، قیمت نفت خام و نرخ ارز می‌باشد. همچنین باید توجه داشت که تأثیر افزایش و کاهش این متغیرها بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل الزاماً متقارن نیست و افزایش و کاهش این متغیرها نمی‌تواند به یک اندازه شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، پرسش مهم قابل‌طرح، وجود اثرات متقارن یا نامتقارن نوسانات این متغیرها بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل ایران است. به‌عبارت‌دیگر باید گفت با توجه به شرایط ایران، کاهش و افزایش این متغیرها با چه شدتی و در چه جهتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل تأثیرگذار است؟

با توجه به این مسئله در این مطالعه به بررسی مدل ARDL غیرخطی از پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل پرداخته‌شده است. برای این منظور پس از ارایه مقدمه، در بند ۲ پیشینه تحقیق ارایه‌شده است. بررسی وضعیت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کشور در بخش ۳ بررسی‌شده است. در بند٤ مبانی تئوریک شاخص قیمت بررسی‌شده است. برآورد و تجزیه‌وتحلیل مدل در بخش۵ بررسی‌شده و درنهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارایه‌شده است.

۲- پیشینه تحقیق

حیاتی و همکاران به نقش پویایی‌های نرخ تورم در سیاست پولی ایران: یک مدل DSGE پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی معیاری از نرخ تورم پرداخته است که بانک مرکزی بایستی برای کنترل تورم نسبت به آن واکنش نشان دهد. در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و با استفاده از قاعده مک‌کالم و در نظر گرفتن اقتصاد ایران به‌عنوان اقتصادی کوچک که در آن بانک مرکزی نسبت به نوسان‌های شکاف میان تولید و تورم (شامل تورم کالاهای مبادله‌ای، تورم کالاهای غیر مبادله‌ای و تورم کلی اقتصاد) واکنش نشان می‌دهد چهار مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برآورد شده که در سه الگو بانک مرکزی نسبت به هریک از معیارهای تورم واکنش داشته و در مدل چهارم بانک مرکزی هیچ قاعده سیاستی ندارد، بررسی‌شده است. با استفاده از داده‌های فصلی در دوره ۱۳۹۵ – ۱۳٦۸، نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که بانک مرکزی ایران نسبت به نرخ تورم غیر مبادله‌ای واکنش نشان می‌دهد. همچنین با استفاده از تحلیل واریانس و معرفی تابع زیان برای بانک مرکزی، به این نتیجه رسیده‌اند که حداقل کردن تابع زیان مستلزم واکنش بانک مرکزی نسبت به نرخ تورم کلی در اقتصاد است (حیاتی و همکاران و ۱۳۹۸). بابائی و همکاران به پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا پرداخته‌اند. در این تحقیق از داده‌های فصلی در بازه زمانی ۱۳۹٤-۱۳۷۰ استفاده‌شده است. نتایج تحقیق بر اساس خروجی مدل‌هایTVP، DMS،DMA بیانگر این واقعیت است که نرخ رشد نقدینگی ۱۹، نرخ رشد اقتصادی ۷، نرخ بیکاری ۸، نرخ ارز ۳۱، تغییرات نرخ سود تسهیلات بانکی ١٤، نرخ رشد درآمدهای نفتی ۱۵، نااطمینانی تورم ١٤ و نرخ رشد کسری بودجه ٤ دوره از ۱۰۰ دوره زمانی تحت بررسی همگی دارای تأثیر معناداری بر تورم هستند. بر این اساس می‌توان بیان داشت که نرخ ارز، رشد نقدینگی و درآمدهای نفتی مهم‌ترین شاخص‌های مؤثر بر تورم در دوره موردبررسی بوده‌اند (بابائی و همکاران و ۱۳۹۷). مهر آرا و قبادزاده به بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی و میانگین‌گیری حداقل مربعات پرداخته‌اند. در پژوهش حاضر از روش‌های متوسط گیری مدل بیزینی (BMA) و متوسط گیری حداقل مربعات (WALS)، جهت بررسی نحوه اثرگذاری ۱۰ متغیر توضیحی بر تورم طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۵۳ استفاده‌شده است. نتایج حاصل نشان داد که متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی با احتمال ۱۰۰ درصد تأثیر مثبت و حتمی بر تورم در اقتصاد ایران دارد. در رتبه‌بندی این ۱۰ عامل که بر اساس احتمال حضور آن‌ها در مدل به دست آمد، متغیرهای رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی، وقفه رشد نقدینگی و رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به ترتیب رتبه اول تا سوم را به خود اختصاص دادند. همچنین نتایج حاصل از برنامه Vselect نشان داد که بهینه‌ترین مدل در میان مدل‌هایی که فقط یک متغیر توضیحی دارند، مدلی است که شامل متغیر رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی است. اما

در رابطه با انتخاب بهترین تعداد متغیرهای توضیحی برای مدل، بر اساس معیارهای اطلاعاتی BIC، AICc و Mallows'sCp (در شرایطی که کوچک‌ترین مقدار آن انتخاب شود) مدلی با ۳ متغیر توضیحی شامل متغیرهای رشد شاخص قیمت کالاهای وارداتی، رشد نقدینگی در دوره قبل و رشد تولید ناخالص داخلی غیرنفتی به دست آمد (مهرآرا و قبادزاده و ۱۳۹۵). اسلاملوئیان و خسروی به تأثیر رژیم‌های تورمی مختلف بر پویایی تورم و نااطمینانی آن در ایران پرداخته‌اند. برای دستیابی به این هدف از تبدیل مارکوف در چارچوب یک الگوی تعمیم‌یافته گارچ نامتقارن استفاده گردیده است. به این منظور دو معادله به ترتیب برای تورم و نااطمینانی آن، برای دوره (۲۰۱۳:۰۷-۱۹۹۰:۰۳) برآورد گردید. معادله اول تحت دو رژیم فشار تورمی فزاینده و کاهنده و معادله دوم رفتار در دو وضعیت نوسانات تورمی زیاد و کم برآورد می‌شود. برآوردها نشان می‌دهد که اثر نااطمینانی تورم بر سطح تورم در رژیم فشار تورمی فزاینده، مثبت اما در رژیم فشار تورمی کاهنده، منفی است. همچنین در وضعیت نوسانات تورمی زیاد، افزایش تورم باعث ازدیاد نااطمینانی اما در وضعیت نوسانات تورمی کم، سطح تورم بر نااطمینانی تورم تأثیری ندارد. اثرات تکانه‌های مثبت قیمتی بر نااطمینانی بیش‌تر از تکانه‌های منفی می‌باشد و احتمال ماندگاری در هر وضعیت تورمی در ایران بالا است. با توجه به نتایج، به نظر می‌رسد که اتخاذ سیاست‌های تثبیت قیمت‌ها نه‌تنها در کاهش تورم بلکه در کاهش نااطمینانی تورم نیز نقش مهمی دارند؛ بنابراین، پیشنهاد می‌گردد که دولت و به‌ویژه بانک مرکزی از اتخاذ سیاست‌های اقتصادی که به نااطمینانی تورم دامن می‌زند، اجتناب نماید. ازجمله نتایج مهم دیگر این تحقیق که باید موردتوجه مسئولین پولی قرار گیرد، اهمیت تشخیص درست و به‌موقع نوع رژیم تورمی کشور برای اتخاذ سیاست مناسب است (اسلاملوئیان و خسروی و ۱۳۹۵).

شکروی و خلیلی عراقی به بررسی پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن تغییرات رژیم پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از مدل ناهمسانی واریانس راهگزینی مارکف (MRSH) به بررسی پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران طی دوره (۱۳۶۷-۱۳۹۱) پرداخته‌اند. این روش اجازه می‌دهد تغییرات رژیم را هم در میانگین و هم در واریانس تورم در نظر گرفته و رابطه تورم و نااطمینانی تورم را در دو افق کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی نماید. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت رابطه مثبت بین تورم و نااطمینانی تورم وجود دارد، درحالی‌که در کوتاه‌مدت این رابطه منفی است، بنابراین فرضیه فریدمن- بال که در آن تورم اثر مثبتی بر نااطمینانی تورم دارد تنها به‌صورت محدود و در بلندمدت ثابت می‌شود (شکروی و خلیلی عراقی و ۱۳۹٤).

طالبلو و همکاران به مدل‌سازی پویایی‌های تورم؛ رویکرد مدل پی استار (با استفاده از مدل‌های ARDL و فضا- حالت) پرداخته‌اند. در این مقاله دو نسخه مدل پی استار با استفاده از شکاف نقدینگی، شکاف سرعت گردش پول و شکاف تولید با استفاده از داده‌های فصلی بین سال‌های ۱۳۸۹-۱۳٦۷ مورد آزمون قرار گرفتند. به‌منظور تخمین شکاف نقدینگی با استفاده از مدل ARDL به تخمین تابع تقاضای نقدینگی پرداخته‌شده است. برای محاسبه شکاف سرعت گردش پول، فیلتر هودریک-پرسکات مورداستفاده قرارگرفته و با استفاده از مدل‌های فضا-حالت و فیلتر کالمن شکاف تولید تخمین زده‌شده است. نتایج حاکی از آن است که مدل پی استار با استفاده از شکاف حجم نقدینگی و همچنین شکاف سرعت گردش نقدینگی و شکاف تولید از قدرت توضیح دهندگی مناسبی برای تورم ایران برخوردار است. طبق نتایج به‌دست‌آمده از مدل، سهم متغیرهای نامبرده از تورم ایران حدود ۵۵ درصد است. طبق نتایج آزمون‌های پیش‌بینی مدل پی استار با شکاف نقدینگی از قدرت پیش‌بینی بیشتری برای تورم ایران برخوردار است (طالبو و همکاران و ۱۳۹٤). شهیکی تاش و همکاران به پیش‌بینی سطح عمومی قیمت‌ها و تورم در ایران با استفاده از شبکه عصبی پرداخته‌اند. داده‌های این مقاله شامل تورم سالانه و داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران از سال ۱۳٤۰ تا ۱۳۹۲ می‌باشد. در این تحقیق برای پیش‌بینی تورم از شبکه عصبی مصنوعی استفاده‌شده است. برای پیش‌بینی تورم ماهانه از یک شبکه پس‌انتشار خطا (BP) با ۱۵ نرون در لایه میانی و یک شبکه پایه شعاعی (RBF) با ۱۰ نرون در لایه میانی استفاده‌شده است. همچنین برای پیش‌بینی ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده از شبکه عصبی پس انتشار خطا با ۵ نرون در لایه میانی اول و ۱۵ نرون در لایه میانی دوم

استفاده گردید. تابع انتقال لایه اول سیگموئید و تابع انتقال لایه دوم خطی است. همچنین از ۷۰ درصد مشاهدات به‌منظور آموزش شبکه و از باقی‌مانده جهت تست شبکه استفاده‌شده است. ورودی‌های شبکه شاخص قیمت با یک و ۱۲ وقفه و خروجی نیز شاخص قیمت مصرف‌کننده در دوره جاری بوده که برای پیش‌بینی شاخص قیمت مصرف‌کننده در ۱۲ دوره بعد استفاده‌شده است. بر مبنای نتایج این مطالعه، انتظار بر آن است که بر مبنای رویکردBP، انتظار بر آن است که تورم در سال ۱۳۹۳ به ۲۷/۳ کاهش یابد (شهیکی تاش و همکاران و ۱۳۹۲).

روبرتو و همکاران یک مدل غیرخطی ARDL از پویایی تورم در اقتصاد فیلیپین ارائه دادند. این مطالعه بررسی کرد که آیا تغییرات قیمت جهانی نفت، نرخ ارز، نرخ بهره و تولید اقتصادی اثرات متقارن یا نامتقارن بر تورم فیلیپین دارند؟ شواهد اولیه مبنی بر عدم تقارن کوتاه‌مدت تغییرات قیمت نفت با تورم وجود دارد. انتقال نرخ ارز به تورم در کوتاه‌مدت بسیار ناچیز بوده و اثری در بلندمدت ندارد. شواهدی مبنی بر اینکه شوک‌های نرخ بهره و تقاضا دارای اثر نامتقارن بلندمدت بر تورم هستند، یافت شد. این یافته‌ها حاکی از آن است که تنظیم سیاست پولی باید اثرات نامتقارن عوامل تعیین‌کننده تورم را در نظر بگیرد. نتایج مطالعه درک عمیق‌تری از چگونگی تأثیر تغییرات مثبت و منفی عوامل تعیین‌کننده تورم بر تورم واقعی ارایه می‌کند که به سیاست‌گذاران در دستیابی به تورم هدفمند کمک می‌کند(Roperto, et al,2021). کان به تأثیر تغییرات قیمت نفت بر تورم قیمت داخلی در سطوح تفکیک‌شده: شواهدی از مدل‌سازی خطی و غیرخطی پرداخته است. در این مطالعه، مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی برای بررسی اثر متقارن و نامتقارن تغییرات قیمت نفت بر چهار شاخص قیمت در مالزی استفاده‌شده است. هدف اصلی این کار مقایسه این است که چگونه تغییرات قیمت نفت بر قیمت‌های داخلی در سطوح مختلف (تولید، قیمت واردات، قیمت تولیدکننده و CPI) در بخش‌ها تأثیر می‌گذارد. نتایج ما شواهدی از اثرات متقارن و نامتقارن گذر تغییرات قیمت نفت بر قیمت‌های داخلی در بخش‌ها را نشان می‌دهد. تغییرات قیمت نفت منجر به اثر مثبت رشد تولید بیشتر می‌شود، اما ممکن است مستقیماً از طریق کانال‌های هزینه منجر به افزایش قیمت‌های واردات و تولید در بلندمدت شود. از سوی دیگر، تغییرات قیمت نفت تأثیر مستقیم محدودی بر قیمت مصرف‌کننده در بلندمدت دارد. تأثیر قیمت نفت بر قیمت مصرف‌کننده به‌طور غیرمستقیم از طریق انتقال از قیمت واردات و هزینه‌های تولید رخ می‌دهد. بخش‌هایی که نفت برتر هستند، تأثیر بیشتری از تغییرات قیمت نفت را تجربه می‌کنند(Kun ,2017).

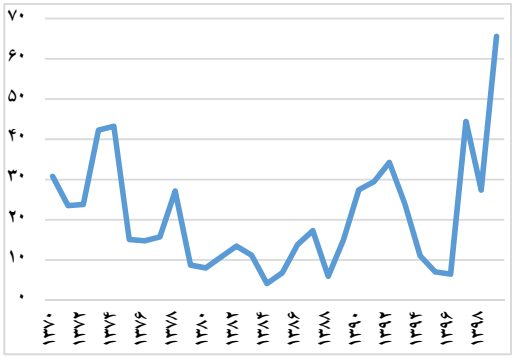
بالا و چین به اثرات نامتقارن قیمت نفت بر تورم: مطالعه تجربی کشورهای عضو اوپک آفریقا پرداخته‌اند. این مطالعه به بررسی اثرات نامتقارن تغییرات قیمت نفت بر تورم در الجزایر، آنگولا، لیبی و نیجریه می‌پردازد. سه نوع مختلف از داده‌های قیمت نفت در این مطالعه استفاده شد: قیمت واقعی نفت هر کشور، قیمت نفت سبد مرجع اوپک، و میانگین قیمت نفت برنت، WTI و دبی. مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای تخمین اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده‌شده است. همچنین، قیمت نفت را به تغییرات مثبت و منفی تقسیم کرده تا اثرات نامتقارن را به دست آید و نشان داد که تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت بر تورم تأثیر مثبت دارند.

بااین‌حال، زمانی که قیمت نفت کاهش یافت، تأثیر آن بیشتر بود. همچنین نتایج نشان داد که عرضه پول، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌طور مثبت با تورم مرتبط است، درحالی‌که تولید مواد غذایی با تورم رابطه منفی دارد. بر این اساس، سیاست‌گذاران باید در سیاست‌گذاری بین تغییرات مثبت و منفی قیمت نفت محتاط باشند، زیرا نشان داده شد که با کاهش قیمت نفت، تورم افزایش یافت. علاوه بر این، استفاده از یک سیاست پولی انقباضی به کاهش نرخ تورم کمک می‌کند. درنهایت پیشنهاد دادند که دولت برای کاهش تورم، تولید مواد غذایی داخلی را هم ازنظر کمی و هم ازنظر کیفی تشویق کند (Bala, Chin,2018).

۳- بررسی وضعیت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کشور

نمودار شماره ۱ درصد تغییرات شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ طی سال‌های ۹۹-۱۳۶۹ نشان می‌دهد (سالنامه آماری مرکز آمار ایران و ۱۳۹۹).

همان‌طوری که از نمودار مشاهده می‌گردد شاخص قیمت کالا و خدمات در بخش حمل‌ونقل به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ طی دوره زمانی موردبررسی روند نوسانی داشته و در سالهای آخر روند صعودی و افزایشی داشته است.



نمودار۱. درصد تغییرات شاخص قیمت گروه بخش حمل‌ونقل به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵ طی سال‌های ۹۹-۱۳۶۹

٤- مبانی تئوریک تورم

٤-۱-تورم و نقدینگی

حرکات بلندمدت هم‌زمان بین رشد حجم پول و تورم در طیف وسیعی از کشورها در دوره‌های زمانی مختلف به اثبات رسیده است به‌طوری‌که می‌توان به مطالعات لوکاس (۲۰۰۸) و سارجنت و سوریکو (۲۰۰۸) بناتی (۲۰۰۹) اشاره کرد. رشد نقدینگی ازجمله عوامل محرک تقاضای کل در اقتصاد است که تورم به همراه دارد. افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، علت اصلی رشد پایه پولی و به‌تبع آن نقدینگی بوده است. در اقتصاد ایران هم سویی مشهودی میان تغییرات نقدینگی و تغییرات سطح قیمت‌ها وجود دارد. البته این مسئله به معنای آن نیست که رشد نقدینگی مساوی با رشد قیمت‌ها است، بلکه رشد نقدینگی می‌تواند به معنای رشد تولید باشد؛ تنها و تنها اگر قابل هدف‌گذاری باشد. به‌عبارت‌دیگر، رشد نقدینگی در حدی متناسب با ظرفیت‌های اقتصادی نه‌تنها اثرات تورمی در برندارد، بلکه می‌تواند زمینه‌ساز تحرک بیشتر فعالیت‌های اقتصادی باشد.

بر اساس نظریه پولی تورم، تورم در بلندمدت یک پدیده پولی است. به آن مفهوم که رشد مستمر عرضه پول منجر به تورم می‌شود. همچنین نرخ بالای تورم نمی‌تواند مدتی طولانی بدون رشد پول ادامه یابد. بر اساس نظریه پولی تورم تنها راه مهار تورم، محدود کردن افزایش عرضه پول است. درواقع بر اساس نظریه پولی تورم، افزایش حجم اسمی پول تنها منجر به تورم شده و تأثیری بر متغیرهای حقیقی (همچون تولید) ندارد. علاوه بر این، حجم پول متغیری برون‌زا و تحت کنترل است، ازاین‌رو، سیاست‌گذاری پولی باید بر اساس قاعده باشد (بابائی و همکاران و۱۳۹۷).

٤-۲-تورم و نااطمینانی تورم

در ادبیات اقتصادی تورم و اثراتی که بر جامعه می‌گذارد بسیار موردتوجه سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی دولت‌ها بوده و هست و ازآنجایی‌که انتظارات تورمی نیز در واکنش کارگزاران در سیستم اقتصادی اثر می‌گذارد و باعث تغییر رفتار کارگزاران در فضای اقتصادی و وجود انتظارات تورمی ناشی از نااطمینانی تورم منجر به ایجاد تورم در فضای اقتصاد می‌شود. همچنین مطالعات موجود نشان‌دهنده آن است که نااطمینانی در زمینه تورم آینده، تصمیمات عاملان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و منجر به انحراف تصمیمات مربوط به سرمایه‌گذاری، پس‌انداز، تخصیص منابع و ... می‌شود (بابائی و همکاران و۱۳۹۷).

٤-۳-تورم و نرخ بهره

رابطه علت و معلولی بین نرخ سود و نرخ تورم در اقتصاد را می‌توان در چارچوب سیاست‌های طرف تقاضا شامل سیاست‌های انقباضی پولی و انبساطی مالی و سیاست‌های طرف عرضه شامل افزایش بهای هر یک از نهاده‌های تولید همچون کار، سرمایه و زمین بررسی نمود. در طرف تقاضای اقتصاد چنانچه سیاست پولی انقباضی باشد منجر به افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی خواهد شد که منجر به افزایش نرخ سود سپرده به‌طور متناسب می‌شود. افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی از یک‌سو با افزایش هزینه تمام‌شده کالاها و خدمات نهایی تولیدشده در اقتصاد به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد. تورم ناشی از هزینه و از سوی دیگر کاهش سرمایه‌گذاری و درنتیجه کاهش تقاضای کل در اقتصاد به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد منجر می‌شود، بنابراین، هنگام اجرای سیاست پولی در بررسی رابطه علت و معلولی بین نرخ سود و نرخ تورم، تغییر در نرخ سود علت و تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها معلول خواهد بود. هنگام اجرای سیاست مالی انبساطی افزایش

مخارج دولتی یا کاهش مالیات تقاضای کل در طرف تقاضای اقتصاد افزایش‌یافته که سطح عمومی قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها نیز در گام بعد به افزایش نرخ سود خواهد انجامید. بنابراین در صورت اجرای سیاست مالی تغییر سطح عمومی قیمت‌ها دلیل تغییر در نرخ سود خواهد بود. در طرف عرضه اقتصاد نیز اجرای سیاست افزایش بهای نهاده‌های تولید یا افزایش هزینه‌های تولید به افزایش بهای تمام‌شده کالاها و خدمات تولیدی و درنهایت تورم در اقتصاد منجر خواهد شد. با توجه به مباحث مطرح‌شده، انتظار می‌رود رابطه علی دوطرفه بین نرخ تورم و نرخ سود برقرار باشد. زمانی که نرخ سود سپرده‌ها افزایش بیابد مردم ترجیح می‌دهند نقدینگی را در بانک‌ها نگهداری کنند و منابع مردم به سمت بانک‌ها هدایت می‌شود، زیرا نقدینگی سرگردان به سمت سفته‌بازی می‌رود و درنهایت به سمت بخش‌های مختلف اقتصادی صنایع و کشاورزی هدایت خواهد شد و با رشد تورمی مواجه نخواهیم بود، زیرا از افزایش تقاضا بدون افزایش عرضه جلوگیری می‌کند.

بانک‌ها به‌عنوان سازمان‌های مبادی اصول و به‌عنوان مکانی امن و مولد درآمد از یک‌سو نگهدارندِ ثروت جامعه به‌صورت انواع سپرده‌های بانکی و از سوی دیگر تأمین‌کننده نیازهای مالی سرمایه‌گذاران و مصرف‌کنندگان وجوه به‌صورت انواع تسهیلات اعطایی از محل همان سپرده‌های به ودیعه گذاشته‌شده نزدشان هستند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در بسیاری از کشورها در بلندمدت رابطه مثبتی میان نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد تا جایی که میزان نرخی سود اسمی تقریباً بازتابی از روند تورمی است. رابطه مثبت میان نرخ سود اسمی و تورم مورد انتظار یک نظریه کلاسیک منسوب به ایروینگ فیشر است که در ادبیات اقتصادی معروف به اثر فیشر است.

از دیدگاه فیشر چگونگی اثرگذاری نرخ بهره بر تورم می‌تواند به طرق مختلف توضیح داده شود. یکی از مکانیسم‌های اثرگذاری نرخ بهره بر نرخ تورم، هزینه‌ی استفاده از سرمایه است به‌طوری‌که افزایش نرخ بهره، هزینه استفاده از سرمایه را افزایش می‌دهد (برانسون و۱۳۷۲). این امر درنهایت منجر به افزایش هزینه‌های تولید می‌شود. افزایش هزینه‌های تولید با انتقال به سمت چپ منحنی عرضه کل اقتصاد درنهایت سبب افزایش تورم می‌شود. همچنین تغییرات نرخ بهره می‌تواند از طریق تأثیرگذاری بر حجم پول، تورم را تحت تأثیر قرار دهد. به‌این‌ترتیب که در الگوهای درون‌زای پول که عرضه پول تابعی مستقیم از نرخ بهره است با افزایش نرخ بهره، عرضه پول افزایش می‌یابد. بر اساس نظریه مقداری پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت، افزایش عرضه پول موجب افزایش سطح قیمت‌ها خواهد شد. هرچند ممکن است عرضه‌ی پول در رکود گسترده تأثیر معنی‌دار بر تورم نداشته باشد، اما در حالت متعارف و حداقل در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر حجم پول بر تورم مثبت و معنی‌دار است (اصغرپور و ۱۳۸٤). بنابراین ازلحاظ نظری انتظار بر این است که افزایش نرخ بهره می‌تواند سطح قیمت‌ها را افزایش دهد و ازاین‌رو استدلال بر این است که رابطه علی از نرخ بهره بر تورم ممکن است. یکی دیگر از مکانیسم‌های توضیح ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم، رابطه معروف بین نرخ بهره‌ی اسمی و حقیقی است و در ادبیات اقتصادی این موضوع تاریخچه طولانی دارد (منکیو و تیلور و ۲۰۰٦).

٤-٤- تورم و رشد اقتصادی

مدل بارو-گوردن، تغییرات در رشد اقتصادی را به سیاست‌های پولی و درنتیجه نرخ تورم مرتبط می‌کند. دوراکس مدل بارو-گوردن را با تعریف کردن شاخص بندی دستمزد درون‌زا، بسط داد. وی اثر افزایش برون‌زای نااطمینانی رشد بر درجه شاخص بندی دستمزد و نرخ بهینه تورم توسط سیاست‌گذاران را در نظر گرفت. او نشان داد که نااطمینانی حقیقی بیشتر، مقدار بهینه شاخص بندی دستمزد را کاهش می‌دهد و به سیاست‌گذار اجازه می‌دهد که تورم غافل گیرانه اعمال کند تا اینکه اثر مطلوب حقیقی به دست آورد. دیدگاه دوراکس، علیت مثبت از اثر نااطمینانی تولید را بر نرخ تورم بیان می‌کند. به‌بیان‌دیگر مدل دوراکس، فرض می‌کند که سیاست‌گذاران، از تورم متنفر هستند؛ اما تمایل به افزایش تولید دارند (بابائی و همکاران و۱۳۹۷).

٤-٥- تورم و نرخ ارز

اثر نوسانات نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی، امروزه یکی از بحث‌های مهم در اقتصاد کلان است. به دلیل اینکه نوسانات نرخ ارز هم بخش تقاضای کل اقتصاد را از مجرای

خالص صادرات و تأثیرگذاری ذخایر ارزی بانک مرکزی و هم بخش عرضه اقتصاد را از مجرای کالاهای واسطه وارداتی تحت تأثیر قرار می‌دهد (محبی و ۱۳۹۱). نوسانات نرخ ارز به ریسک ناشی از تغییرات غیرمنتظره نرخ ارز تعبیر می‌شود که یکی از محدودیت‌های اصلی بر سر راه صادرات است. در اصل نوسانات این متغیر ناشی از شوک‌های مختلف اقتصادی است که بر نرخ اسمی ارز و سطح قیمت‌های داخلی اثر می‌گذارد و به‌این‌ترتیب نرخ ارز حقیقی را دچار بی‌ثباتی می‌کند. بر اساس مبانی نظری، این نوسانات به‌طور مستقیم باعث ایجاد نااطمینانی و افزایش هزینه‌ها خواهند شد و به‌طور غیرمستقیم بر تخصیص منابع و سیاست‌های دولت تأثیرگذار خواهد بود.

٤-٦-تورم و کسری بودجه

در ادبیات اقتصادی در مورد چگونگی ارتباط کسری بودجه و تورم جواب دقیقی وجود ندارد؛ زیرا آثار اقتصادی کسری بودجه دولت به چگونگی به وجود آمدن آن، نحوه تأمین مالی و شرایط اقتصاد کلان بستگی خواهد داشت. اگر کسری بودجه دولت ناشی از افزایش مخارج جاری باشد و سبب افزایش تقاضای کل شود، ممکن است تورم ایجاد شود، اما اگر کسری بودجه به علت اجرای یک سیاست مالی فعال با افزایش مخارج سرمایه‌گذاری و باهدف رهایی اقتصاد از رکود باشد به یک سیاست مالی انبساطی تبدیل و آثار اقتصادی آن هدایت اقتصاد به سمت اشتغال کامل در بلندمدت خواهد بود. درواقع این نوع کسری بودجه امروزه به‌عنوان یک ابزار سیاستی تلقی می‌شود. به‌طورکلی کسری بودجه و نحوه تأمین آن به‌عنوان عامل موجب تورم از زمان ارائه دیدگاه‌های فریدمن(۱۹٦۸) توجه زیادی را به خود معطوف ساخته است. در ادبیات موضوع، ارتباط میان کسری بودجه و تورم از جنبه‌های مختلف اهمیت دارد که از آن جمله می‌توان به رابطه مستقیم میان کسری بودجه و تورم اشاره کرد. فریدمن (۱۹٦۸) معتقد است که مقامات پولی می‌توانند نرخ تورم را به‌ویژه در بلندمدت از طریق تنظیم عرضه پول کنترل کنند. به‌بیان‌دیگر، کسری بودجه می‌تواند منجر به تورم شود، اما زمانی این امر محقق می‌شود که کسری بودجه با تغییر عرضه پول، تأمین مالی شود. بنابراین کسری بودجه‌ای که منجر به افزایش عرضه پول شود، تورمی خواهد بود. همچنین اگر کسری بودجه به‌وسیله اوراق قرضه تأمین شود، ممکن است تورمی نباشد. فریدمن (۱۹٦۸) به این نکته اشاره می‌کند که هر دو روش تأمین مالی، موجب جایگزین شدن مخارج دولتی به‌جای مخارج بخش خصوصی می‌شود. در حقیقت منابعی که ممکن است برای مصرف بخش خصوصی یا سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی صرف شود، جذب بخش دولتی می‌شود. اثر این‌گونه تأمین مالی این است که نرخ بهره را بالا می‌برد و انگیزه‌بخش خصوصی را برای سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کاهش می‌دهد.

٤-٧- تأثیر درآمدهای نفتی بر تورم

کشورهای صادرکننده نفت طی سالیان متمادی استخراج و فروش نفت به‌شدت به درآمدهای حاصل از این منبع طبیعی و نوسانات آن وابسته شده‌اند. سهم بالای درآمدهای نفتی در بودجه این کشورها در عمل روند عمومی متغیرهای کلان اقتصادی را به‌طور مستقیم به نوسانات قیمت نفت و به‌تبع آن درآمدهای نفتی وابسته ساخته است. افزایش قیمت نفت هرچند باعث افزایش منابع مالی تحت اختیار دولت‌های کشورهای صادرکننده نفت می‌شود تا با برنامه‌ریزی صحیح برای آن، حرکت به سمت توسعه را تسریع بخشند، اما شواهد تجربی نشان داده است که افزایش یک‌باره درآمدهای نفتی به همان اندازه که فرصت ایجاد می‌کند، تهدید نیز محسوب می‌شود. در مقام تمثیل، درآمدهای نفتی را می‌توان مانند جریان آب رودخانه‌ای دانست که ورود بیش‌ازحد آب در یک مقطع زمانی به آن، سبب به راه افتادن سیل می‌شود که اگر سدی مقابل آن نباشد و تمام آن به جریان درآید، نه‌تنها مفید نخواهد بود، بلکه بنیان حیات هر آنچه را پیش رو دارد از جای می‌کند. سیل درآمدهای نفتی چنانچه بی‌حساب خرج شود، همراه با خود تورم، رونق کاذب در بخش کالاهای غیرقابل‌مبادله (مانند زمین و مسکن) و افزایش غیرمعقول قیمت آن‌ها، تسهیل واردات برای کنترل تورم داخلی و ... را به همراه دارد. به همین سبب است که در برخی کشورهای نفتی با افزایش سرسام‌آور قیمت نفت به ازای هر بشکه، ممکن است مردم اثرات رفاهی محسوسی در وضعیت زندگی خود احساس نکنند و افزایش درآمدهای نفتی و صرف آن در بخش‌های اقتصادی که باید موجبات

رضایت خاطر مردم را در این کشورها فراهم سازد، خود عاملی برای نارضایتی آن‌ها شود (الهی و همکاران و ۱۳۹۵).

٤-۸-بیکاری و تورم

طبق بحث فریدمن، منحنی فیلیپس اولیه که نرخ تغییر دستمزد پولی را به بیکاری مرتبط می‌سازد، بیانگر رابطه‌ای که به‌خوبی تصریح‌شده باشد، نیست. دستمزدهای پولی در چانه‌زنی‌ها تعیین می‌شوند، اما کارفرمایان و کارگران علاقه‌مند به دستمزدهای حقیقی هستند نه دستمزدهای پولی. ازآنجاکه قراردادهای دستمزد برای دوره‌های زمانی گسسته مورد مذاکره قرار می‌گیرند، آنچه دستمزد حقیقی پیش‌بینی‌شده را متأثر می‌سازد، نرخ تورم انتظاری برای دوره مورد مذاکره است. فریدمن می‌گوید که منحنی فیلیپس بایستی برحسب نرخ تغییر دستمزد حقیقی طرح‌ریزی شود. بنابراین، وی در منحنی فیلیپس اولیه، نرخ تورم انتظاری یا پیش‌بینی‌شده را به‌عنوان متغیر دیگری برای تعیین نرخ تغییر دستمزد پولی وارد می‌کند (بابائی و همکاران و ۱۳۹۷).

بنابراین، با توجه به اینکه جهت اثر روابط بین این متغیرها برای سیاست‌گذاران اقتصادی بخصوص برای بخش حمل‌ونقل از اهمیت بسزایی برخوردار می‌باشد، در این مقاله به بررسی پویایی تورم در بخش حمل‌ونقل کشور پرداخته‌شده است.

۵- روش تجزیه تکانه‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی

در این بخش، روش‌های تجزیه تکانه‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی در بخش حمل‌ونقل تشریح می‌شود. قبل از تخمین اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی بر بخش حمل‌ونقل، می‌بایست شیوه تعریف و شناسایی این تکانه‌ها را بررسی نمود. معمولاً در مطالعات تجربی، هرگونه مقادیر پیش‌بینی‌نشده متغیرهای سری زمانی را به‌عنوان تکانه مربوط به آن متغیر در نظر می‌گیرند، به‌طوری‌که پسماند رگرسیون افزایش متغیرهای موردبررسی به‌عنوان شوک‌های پیش‌بینی‌نشده در نظر گرفته می‌شود.

البته باید توجه داشت که این روش دارای مشکلاتی است، چراکه استفاده از روش پسماند رگرسیونی ممکن است با خطای اندازه‌گیری شوک‌ها مواجه شود. ازآنجاکه در این روش شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی، همان پسماندهای حاصل از معادله متغیرهای موردبررسی می‌باشد، لذا استفاده از روش‌های مناسب تخمین و تصریح مناسب معادله متغیرهای موردبررسی از اهمیت بسزایی برخوردار است و مطابق ادبیات اقتصادسنجی، تورش صحیح معادله متغیرهای موردبررسی، منجر به تخمین‌های نادرست شده و پسماندهای حاصل از تخمین چندان صحیح نخواهد بود. لذا خطای اندازه‌گیری پسماندها منجر به نتایج غیر صحیحی در معادله مربوط به بررسی اثرات شوک‌های متغیرهای موردبررسی خواهد شد. یکی دیگر از روش‌های به دست آوردن تکانه‌های پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده مثبت و منفی، استفاده از روش‌های فیلترسازی تک متغیره است. یکی از متداول‌ترین روش‌ها در این زمینه استفاده از فیلترهموارسازی هودریک-پرسکات است از مزایای این روش در تجزیه یک سری زمانی به اجزای موقت و دائمی، آن است که برخلاف روش‌های دیگر همچون روش تجزیه بوریج و نلسون، فیلتر هودریک پرسکات روش یکسانی را برای جداسازی روند از متغیرها اعمال می‌کند.

در روش فیلتر هودریک پرسکات، سری زمانی Y_t از مجموع دو مؤلفه رشد g_t و مؤلفه سیکلی c_t به دست می‌آید:

$$Y_t=g_t+c_t \text{ , for } 1,\ldots,t \qquad (۱)$$

مقادیر رشد (روند) با حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری زمانی Y_t از روند آن g_t به دست می‌آید. درواقع مقادیر روند فیلتر هودریک-پرسکات، مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

$$\underset{\{g_t\}_{t=1}^{T}}{Min}\{\sum_{t=1}^{T} C_t^2+\lambda\sum_{t=1}^{T}[(g_t-g_{t-1})-(g_{t-1}-g_{t-2})]^2\} \qquad (۲)$$

در معادله فوق t تعداد مشاهدات و λ پارامتری است که درجه هموار بودن روند c_t را تعیین می‌کند. حال با توجه به توضیحات ارایه‌شده می‌توان شوک‌های این متغیرها را استخراج کرد. ابتدا روند زمانی این متغیرها را بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات استخراج کرده و آن را exp می‌نامیم که

درواقع این عبارت، شوک‌های پیش‌بینی‌شده یا شوک‌های قابل‌انتظار است. شوک‌های پیش‌بینی‌نشده این متغیرها نیز با توجه به مطالب عنوان‌شده از تفاضل این متغیرها و شوک‌های پیش‌بینی‌شده این متغیرها به دست می‌آید:

$$Uy=y-ey \qquad (۳)$$

در این صورت می‌توان شوک‌های مثبت و منفی این متغیرها را به دست آورد (عرفانی و همکاران و ۱۳۹٤).

۵-۱-بررسی آزمون عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی

به‌منظور بررسی این‌که آیا جهت تغییرات متغیرهای ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره در بخش حمل‌ونقل، قیمت نفت سبک ایران و نرخ ارز روی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل مؤثر است، می‌توان از دو روش استفاده کرد:

الف :استفاده از متغیرهای مجازی

به پیروی از پولارد و کوگلین، می‌توان برای تجزیه شوک‌های مثبت و منفی این متغیرها دو متغیر مجازی به‌صورت زیر تعریف کرد

$$A:\begin{cases}1 & \Delta LEX > 0\\ 0 & \text{در غیر این صورت}\end{cases} \qquad D:\begin{cases}1 & \Delta LEX < 0\\ 0 & \text{در غیر این صورت}\end{cases}$$

در معادله فوق عبارت $\beta 1A(At\Delta LEX)+\beta 1D(Dt\Delta LEX)$ را جانشین کرده و بدین ترتیب به‌صورت مجزا برای افزایش و کاهش این متغیرها بر شاخص قیمت در بخش حمل‌ونقل را تخمین زد.

ب : استفاده از معیار مورک

مورک (1994)، نرخ‌های مثبت تغییرات قیمت نفت را به‌عنوان تکانه‌های مثبت و نرخ‌های منفی قیمت نفت را به‌عنوان تکانه‌های منفی به‌صورت زیر تعریف می‌کند:

$pops = \Delta lnoil$ if $\Delta lnoil > 0$, 0 در غیر اینصورت

$nops = \Delta lnoil$ if $\Delta lnoil < 0$, 0 درغیراینصورت

قیمت نفت در کشورهای عضو اپک است. لازم به ذکر است که در مقاله حاضر از این روش استفاده‌شده است، با این تفاوت که در این مطالعه شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره در بخش حمل‌ونقل، قیمت نفت سبک ایران و نرخ ارز از یکدیگر تفکیک‌شده‌اند به‌طوری‌که نرخ‌های مثبت تغییرات این متغیرها به‌عنوان تکانه‌های مثبت و نرخ‌های منفی نوسانات این متغیرها به‌عنوان تکانه‌های منفی لحاظ می‌شوند که به‌صورت زیر قابل‌تعریف است(پدرام و همکاران و ۱۳۹۱):

$ER_{+} = \Delta LEX$ if $\Delta LREER > 0$, 0در غیر اینصورت

$REER_{-} = \Delta LEX$ if $\Delta LEX < 0$, 0 در غیراینصورت

٦- ارایه مدل و روش تخمین

به‌منظور بررسی پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل، الگوی پویایی شاخص قیمت به‌صورت زیر ارایه می‌شود:

$$P=f(\ lgdp^{+},lgdp^{-},\ i^{+},i^{-},\ loil^{+},\ loil^{-}\ ,\ lex^{+},\ lex^{-}) \qquad (٤)$$

که در آن:

P: درصد تغییر شاخص قیمت بخش حمل و نقل

$lgdp^{+}$: لگاریتم شوک‌های مثبت ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل

$lgdp^{-}$: لگاریتم شوک‌های منفی ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل

i^{+} : شوک‌های مثبت نرخ بهره در بخش حمل‌ونقل

i^{-} : شوک‌های منفی نرخ بهره در بخش حمل‌ونقل

$loil^{+}$: لگاریتم شوک‌های مثبت قیمت نفت خام سبک ایران

$loil^{-}$: لگاریتم شوک‌های منفی قیمت نفت خام سبک ایران

lex^{+}: لگاریتم شوک‌های مثبت نرخ ارز

lex^{-}: لگاریتم شوک‌های منفی نرخ ارز

برای بررسی وجود اثرات نوسانات مثبت و منفی ارزش‌افزوده، نرخ بهره، قیمت نفت و نرخ ارز بر پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل از متغیرهای شوک مثبت و شوک منفی پیش‌بینی‌نشده این متغیرها که توسط معیار مورک به‌دست‌آمده است، در مدل استفاده‌شده است. با توجه به توضیحات ارائه‌شده برای بررسی اثرات مذکور از الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده‌شده است. مزیت برجسته این روش در مقایسه با سایر روش‌ها این است که این الگو برخلاف تکنیک‌های دیگر پویایی‌های کوتاه‌مدت را در نظر می‌گیرد و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو می‌شود. علاوه بر آن، این روش بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها I(0) یا I(1) هستند یا نه، قابل کاربرد می‌باشد. همچنین افزون بر ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح نیز بررسی چگونگی تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را ارایه می‌دهد.

ازاین‌رو مدل NARDL زیر برای آزمون رابطه همجمعی بین پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل، ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، نرخ ارز پیش‌بینی‌شده و شوک‌های مثبت و منفی این متغیرها به‌صورت رابطه ۵ برآورد می‌شود.

$$LP = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k}\beta_1 LP_{t-j} + \sum_{j=0}^{l}\beta_2 Lgdp^{+}_{t-j} + \sum_{j=0}^{m}\beta_3 Lgdp^{-}_{t-j} + \sum_{j=0}^{n}\beta_4 i^{+}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q}\beta_5 i^{-}_{t-j} + \sum_{j=0}^{p}\beta_6 loil^{+}_{t-j} + \sum_{j=0}^{r}\beta_7 loil^{-}_{t-j} + \sum_{j=0}^{s}\beta_8 lex^{-}_{t-j} + \sum_{j=0}^{v}\beta_9 lex^{-}_{t-j} + \beta_{10}t + \epsilon_t \quad (۵)$$

با توجه به آنکه در آزمون ریشه واحد بابت بررسی مانایی متغیرها، برخی از متغیرها با در نظر گرفتن روند مانا گردیده‌اند. لذا، متغیر روند (t) به جهت تصریح بهتر در مدل قرار داده شد. برای به دست آوردن سرعت تعدیل، مدل تصحیح خطای پویای زیر بررسی می‌شود:

$$dLP = \alpha_0 dT + \delta_1 dlgdp^{+} + \delta_2 dlgdp^{-} + \delta_3 di^{+} + \delta_4 di^{-} + \delta_5 dloil^{+} + \delta_6 dloil^{-} + \delta_7 dlex^{+} + \delta_8 dlex^{-} + \psi ecm_{t-1} + v_t \quad (۶)$$

که در این رابطه d نشان‌دهنده اپراتور تفاضل مرتبه اول و ecmt-1 وقفه عبارت خطای برآورد شده از رابطه فوق است و ψ سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. درواقع این ضریب، سرعت تعدیل برای دستیابی به تعادل را در صورت بروز شوک‌هایی به سیستم اندازه می‌گیرد. تمام متغیرهای دیگر همانند قبل می‌باشند.

۷-بررسی داده‌ها

در این پژوهش داده‌های سری زمانی به‌صورت سالانه و برای سال‌های ۹۹-۱۳۸۰ در نظر گرفته‌شده است. در این پژوهش آمارهای مربوط به شاخص قیمت کالاها و خدمات در گروه حمل‌ونقل را از مرکز آمار ایران (سالنامه آماری مرکز آمار ایران و ۱۳۹۹) و آمارهای مربوط به ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره و نرخ ارز از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری‌شده است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و ۱۳۹۹) و آمارهای مربوط به قیمت نفت خام سبک ایران از ترازنامه انرژی جمع‌آوری‌شده است (ترازنامه انرژی و ۱۳۹۹). برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزار EVIEWS استفاده‌شده است.

۸- برآورد مدل

۸-۱-آزمون ریشه واحد

ازآنجایی‌که شرط استفاده از الگوی بازگشتی با وقفه‌های توزیعی، I(0) یا I(1) بودن سری‌های زمانی است. لذا، این امر مستلزم بررسی داده‌های تحقیق خواهد بود. آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی یک فرآیند سری زمانی مورداستفاده قرار می‌گیرد. آزمون ریشه واحد بر این اساس است که زمانی که در فرآیند خود رگرسیونی درجه اول $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$، ρ برابر یک باشد و u_t از فروض کلاسیک تبعیت کند، در آن صورت، سری ناپایاست؛ ولی می‌توان نشان داد که با تفاضل گیری از عبارت فوق اگر ρ کوچک‌تر از یک باشد آنگاه سری پایا خواهد بود. آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m}\Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (۷)$$

که در آن فرضیه صفر برابر $\delta = 0$ است که به معنای وجود ریشه واحد خواهد بود (سوری و ۱۳۹۲).

جدول۱. آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها

متغیرها	آزمون دیکی فولر			
	آماره ADF	سطح بحرانی ٪۹۵	سطح بحرانی ٪۹۰	نتیجه
p	-۱/۲۰۵	-۳/۰۲	-۲/۶۵	ناپایا
Lgdp	۱/۸۸۶	-۱/۹۶	-۱/۶۰	پایا
i	-۱/۸۸۶	-۳/۰۲	-۲/۶۵	پایا
loil	-۱/۶۰۵	-۳/۰۲	-۲/۶۵	ناپایا
lexchange	۲/۳۵۷	-۳/۰۲	-۲/۶۵	ناپایا
$\Delta(p)$	-۵/۴۲۵	-۳/۰۲	-۲/۶۵	پایا
$\Delta(i)$	-۳/۹۲۱	-۳/۰۲	-۲/۶۵	پایا
$\Delta(loil)$	-۳/۴۹۵	-۳/۰۲	-۲/۶۵	پایا
$\Delta(lexchange)$	-۴/۲۰۹	-۳/۶۵۸	-۳/۲۷	پایا

کمیت آزمون مورداستفاده در این پژوهش ضابطه شوارتز-بیزین بوده است. چنانچه مقدار حداکثر آماره شوارتز به‌صورت قدر مطلق از کمیت آماره دیکی فولر ارایه‌شده بزرگ‌تر باشد فرضیه مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت در غیر این صورت، فرضیه وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. نتایج این آزمون برای تمامی متغیرها در جدول ۱ نشان داده‌شده است.

۸-۲-آزمون هم‌جمعی

پس از انجام آزمون پایایی متغیرها، با استفاده از روش آزمون متغیر اضافی به بررسی وجود رابطه بلندمدت یا وجود همجمعی بین متغیرها برای رابطه (۵) می‌پردازیم. بر اساس مطالعه پسران و همکاران(۲۰۰۱)، با استفاده از روش ARDL و بامنظور نمودن وقفه‌های مناسب می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای موردنظر در یک مدل به دست آورد. بدین‌صورت که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای تفاضل مرتبه اول از رابطه (۵) برآورد می‌شود، سپس معناداری مشترک ضرایب متغیرهای سطح وقفه داده‌شده را هنگامی‌که به قسمت اول رابطه اضافه‌شده‌اند، آزمون می‌کند. در این حالت فرضیه صفر و فرضیه مقابل عبارت‌اند از:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$
$$H_0: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0$$

در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای بررسی‌شده به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه‌ها، مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی F قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت (عدم همجمعی) رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی F قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. اگر F محاسباتی بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط غیرقطعی است(مهرگان و رضائی و ۱۳۸٤). جدول ۲ نتایج حاصل از آزمون F را نشان می‌دهد.

جدول ۲ حد بالایی و حد پایینی مقادیر بحرانی را که توسط پسران و همکارانش ارائه‌شده است را در سطح معناداری ۹۵ درصد و ۹۰ درصد نشان می‌دهد. با توجه به اطلاعات این جدول مشاهده می‌شود آماره F محاسباتی بیش از مقادیر بحرانی ۹۵ و ۹۰ درصد است و فرضیه نبود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر میان متغیرهای شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل، ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره ، قیمت نفت خام سبک ایران و نرخ ارز رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول۲. نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت

آماره F	سطح معنی‌داری ۹۵٪		سطح معنی‌داری ۹۰٪	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
۳۹/۰٤	۲/۲۲	۳/۳۹	۱/۹۵	۳/۰٦

۸-۳-برآورد کوتاه‌مدت

نتایج کوتاه‌مدت مربوط به برآورد پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل در جدول (۳) آمده است. با توجه به جدول(۳) مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها معنادار هستند، به‌عبارت‌دیگر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل تابعی از شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل، شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره، شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت و شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز است. با توجه به نتایج ارائه‌شده، در کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد به‌طوری‌که با افزایش شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، ت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل افزایش می‌یابد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد به‌طوری‌که با افزایش شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کاهش می‌یابد.

شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره در کوتاه‌مدت، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل را افزایش می‌دهد. همچنین شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد و شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. به‌طوری‌که با افزایش شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کاهش می‌یابد. درنهایت شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز با کاهش قیمت کالاها و خدمات نهاده‌های وارداتی

سرمایه‌ای و درنتیجه کاهش هزینه‌های تولید، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل را کاهش می‌دهد.

جدول۳. برآورد کوتاه‌مدت پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل با استفاده از الگوی ARDL(1,1,1,1,0,1,1,0,1)

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	خطای استاندارد
ECT	-۰/۱۷۶	۰/۰۰۴
$\Delta lgdp^{+}$	۰/۵۴۲	۰/۲۸۶
$\Delta lgdp^{-}$	-۰/۴۴۲	۰/۱۹۹
Δi^{+}	۰/۳۵۴	۰/۲۴۳
$\Delta loil^{+}$	۰/۰۸۷	۰/۰۲۹
$\Delta loil^{-}$	-۰/۵۴۱	۰/۰۳۱
Δlex^{-}	-۰/۰۲۶	۰/۰۰۲۹
constant	۰/۰۹۴	۰/۰۰۴۵

همچنین نتایج به‌دست‌آمده از مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت که نمایانگر سرعت تعدیل است، معنادار بوده و عبارت ECM(-1) در این مدل دارای علامت موافق انتظار می‌باشد و لذا می‌توان گفت تعادل بلندمدت قابل‌دسترسی است. ضریب ۰/۱۷۶- نیز نشان‌دهنده این است که سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت در بخش حمل‌ونقل ۰/۱۷۶ بوده به‌طوری‌که در هرسال ۱۷/۶٪ از عدم تعادل یک دوره ت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل در دوره بعد تعدیل می‌گردد.

۸-٤-برآورد بلندمدت

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت در جدول (٤) گزارش‌شده است.

جدول٤. برآورد بلندمدت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل با استفاده از الگوی ARDL(1,1,1,1,0,1,1,0,1)

متغیرها	ضرایب برآورد شده	خطای استاندارد
$lgdp^{+}$	۰/۶۰۶	۰/۲۲۸
$lgdp^{-}$	-۰/۵۱۲	۰/۲۲۱
i^{+}	۰/۲۳۱	۰/۰۵۹
i^{-}	-۰/۴۲۱	۰/۰۱۲۶
$loil^{+}$	۰/۵۴۱	۰/۳۳۹
$loil^{-}$	-۰/۲۵۲	۰/۰۱۶
lex^{+}	۰/۷۶۲	۰/۲۴۹
lex^{-}	-۰/۳۵۱	۰/۰۸۳

نتایج مربوط به کشش‌های بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرهای ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره نیز تأثیر مثبت بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد.همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. علاوه بر این شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت نیز تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. درواقع با افزایش شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل افزایش می‌یابد و شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت نیز تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد.

با افزایش شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت، هزینه کالاها و نهاده‌های سرمایه‌ای وارداتی افزایش‌یافته و درنتیجه با افزایش هزینه‌های تولید و سرمایه‌گذاری، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل افزایش می‌یابد. شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز نیز با کاهش هزینه‌های تولید و نهاده‌های سرمایه‌ای تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل در بلندمدت دارد.

۸-۵- آزمون عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی

اثرات نامتقارن یا فرضیه عمومی عدم تقارن بیان‌کننده آن است که تغییرات مثبت و منفی در شوک‌ها ، اثرات متفاوتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. به‌عبارت‌دیگر تغییر در شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل به دلیل بروز شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده با تغییر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل با بروز شوک منفی پیش‌بینی‌نشده برابر نیست. برای بررسی نامتقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده

می‌بایست از آزمون والد استفاده شود. برای این منظور فرضیه عدم تقارن بر اساس الگوی ارائه‌شده به‌صورت زیر آزمون می‌شود:

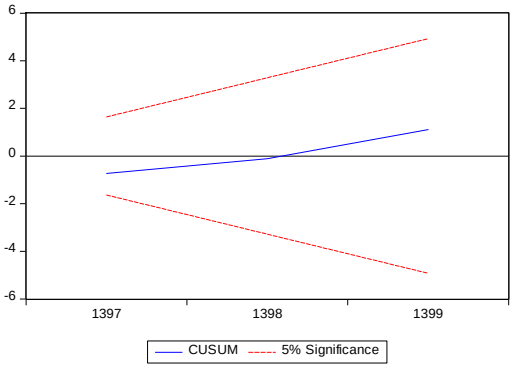
$$H_0 = \sum_{j=0}^{p}\beta_{2j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{3j}, H_1: \sum_{j=0}^{p}\beta_{2J} \neq \sum_{j=0}^{p}\beta_{3J} \quad (۸)$$
$$H_0 = \sum_{j=0}^{p}\beta_{4j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{5j}, H_1: \sum_{j=0}^{p}\beta_{4J} \neq \sum_{j=0}^{p}\beta_{5J} \quad (۹)$$
$$H_0 = \sum_{j=0}^{p}\beta_{6j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{7j}, H_1: \sum_{j=0}^{p}\beta_{6J} \neq \sum_{j=0}^{p}\beta_{7J} \quad (۱۰)$$
$$H_0 = \sum_{j=0}^{p}\beta_{8j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{9j}, H_1: \sum_{j=0}^{p}\beta_{8J} \neq \sum_{j=0}^{p}\beta_{9J} \quad (۱۱)$$

فرضیه صفر به معنای عدم وجود تقارن میان شوک‌های پیش‌بینی‌نشده مثبت و منفی است. بنابراین فرضیه مقابل نیز به معنای وجود عدم تقارن میان شوک‌های موردنظر می‌باشد.

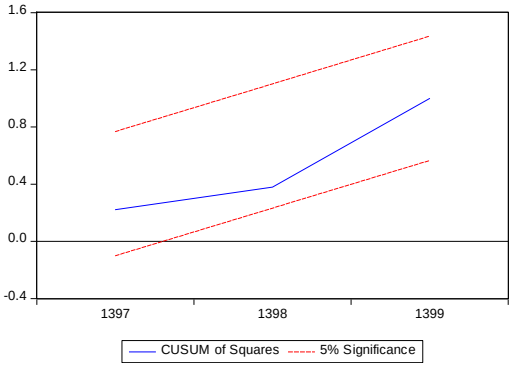
جدول۵. نتیجه آزمون عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی متغیرها بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل

نتیجه‌گیری	فرضیه صفر	آماره آزمون والد
فرضیه تقارن رد می‌شود	$\sum_{j=0}^{p}\beta_{2j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{3j}$	-۳/۰۵۸ (۰/۰۵۶۱)
فرضیه تقارن رد می‌شود	$\sum_{j=0}^{p}\beta_{4j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{5j}$	-۲/۸٤٦ (۰/۰٦٥۳)
فرضیه تقارن رد می‌شود	$\sum_{j=0}^{p}\beta_{6j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{7j}$	۵/۰٦۹ (۰/۰۱٤۸)
فرضیه تقارن رد می‌شود	$\sum_{j=0}^{p}\beta_{8j} = \sum_{j=0}^{p}\beta_{9j}$	-٤/۵۹ (۰/۰۱۹٤)

جدول ۵ آزمون فرضیه عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی متغیرها را با استفاده از آزمون والد ارائه می‌کند. آزمون والد درواقع امکان اعمال مجموعه‌ای از قیود بر عوامل معادله رگرسیون را مورد آزمون قرار می‌دهد که این قیود در فرضیه عدم تقارن، همان قید مطرح‌شده در رابطه (۸) تا (۹) است. بر این اساس، با توجه به نتیجه فرض جدول، می‌توان گفت آماره والد بیش از مقدار بحرانی در سطح معنی‌دار ۹۰ درصد است و فرضیه صفر مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی متغیرها رد می‌شود. درنتیجه شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، قیمت نفت خام سبک ایران و نرخ ارز اثرات نامتقارنی بر شاخص قیمت در بخش حمل‌ونقل دارد.



شکل ۱. نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM



شکل ۲. نتیجه استحکام مدل با استفاده از آزمون CUSUM SQ

۸-٦-آزمون‌های ثبات و تشخیص

در روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی گسترده(ARDL) می‌توان از پویایی‌های الگوی کوتاه‌مدت به‌منظور بررسی پایداری پارامترهای تخمین زده‌شده در الگوی بلندمدت استفاده کرد. برای این منظور از آزمون CUSUM، ارایه‌شده توسط براون، دوبلین و اوانز (۱۹۷۵)، برای جملات پسماند الگوی کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. این آزمون به‌صورت گرافیکی مطرح می‌شود. درصورتی‌که نمودار مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی خارج از ناحیه میان دو خط بحرانی، در سطح خطای ۵ درصد، قرار گیرد، رابطه بلندمدت ناپایدار خواهد بود. به‌عبارت‌دیگر پایداری رابطه بلندمدت در دوره‌های زمانی مختلف با مخاطره مواجه می‌شود. اما از طرف دیگر، درصورتی‌که این نمودار میان دو سطح بحرانی قرار گیرد پایداری ضرایب برآورد شده، تأیید می‌شود. همان‌طوری که از شکل شماره ۱ ملاحظه می‌گردد، ضرایب متغیرها در طول دوره موردبررسی، دارای ثبات می‌باشند. به‌عبارتی‌دیگر، شکست ساختاری در الگو وجود ندارد.

درواقع، آزمون نشان می‌دهد که میانگین جملات پسماند صفر است و فروض اول کلاسیک برقرار است.

۹- نتیجه‌گیری

تورم بالا همواره یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران در چند دهه اخیر بوده است به‌گونه‌ای که به پدیده‌ای مزمن تبدیل‌شده است. این پدیده اقتصادی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان محسوب می‌شود که علاوه بر آثار مثبت یا منفی اقتصادی، پیامدهای اجتماعی را نیز به همراه دارد و حتی در موفقیت یا سقوط دولت‌ها در نظام‌های دموکراتیک تأثیرگذار است تا آنجا که مردم بر اساس عملکرد دولت‌ها در رویارویی با مسئله‌ی تورم در مورد ادامه فعالیت سیاست‌مداران حاضر در مسند قدرت، قضاوت و تصمیم‌گیری می‌کنند. اهمیت این موضوع تا آنجا است که سیاست‌گذاران، تورم را به‌عنوان یک عامل بی‌ثبات کننده اقتصاد کلان نیز لحاظ می‌کنند و باهدف کنترل آن سیاست‌گذاری را شکل می‌دهند. بنابراین توجه به این عامل و روند تغییرات آن از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد و شناخت وضعیت آن در تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی در سطوح مختلف کلان و خرد اهمیت به سزایی دارد. از طرفی با توجه به اهمیت گسترش شبکه‌ی حمل‌ونقل و نقش آن در اقتصاد، تورم در این بخش نقش مهمی در رشد و شکوفایی اقتصادی کشورها، به‌ویژه کشورهای درحال‌توسعه دارد و افزایش کمی و تحولات کیفی در این عوامل تولیدی می‌تواند تأثیر به سزایی در رشد اقتصادی بخش حمل‌ونقل و درنتیجه کل اقتصاد داشته باشد.

از عوامل مؤثر بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، قیمت نفت خام ایران و نرخ ارز می‌باشد. همچنین باید توجه داشت که تأثیر افزایش و کاهش این متغیرها بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل الزاماً متقارن نیست و افزایش و کاهش این متغیرها نمی‌تواند به یک اندازه شاخص قیمت را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین پرسش مهم قابل‌طرح، وجود اثرات متقارن یا نامتقارن نوسانات این متغیرها بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل ایران است. به‌عبارت‌دیگر باید گفت با توجه به شرایط ایران، کاهش و افزایش این متغیرها با چه شدتی و در چه جهتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل تأثیرگذار است؟ با توجه به این مسئله در این مطالعه اثرات اثر نامتقارن این متغیرها بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کشور با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری باوقفه غیرخطی تخمین زده‌شده است. در این پژوهش داده‌های سری زمانی به‌صورت سالانه و برای سال‌های ۹۹-۱۳۸۰ در نظر گرفته‌شده است. تمام داده‌های آماری از سایت مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و ترازنامه انرژی جمع‌آوری‌شده است. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزار EVIEWS استفاده‌شده است.

ابتدا مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو به‌منظور بررسی و اطمینان از عدم بروز رگرسیون کاذب تعیین می‌گردد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورداستفاده در مدل همجمعی از مرتبه $I(0)$ و $I(1)$ می‌باشد. پس از انجام آزمون پایایی متغیرها، با استفاده از روش آزمون متغیر اضافی به بررسی وجود رابطه بلندمدت یا وجود همجمعی بین متغیرها می‌پردازیم. در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای بررسی‌شده به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه‌ها، مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه نبود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. به‌عبارت‌دیگر میان متغیرهای شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل، شوک‌های مثبت و منفی ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، شوک‌های مثبت و منفی نرخ بهره، شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام ایران و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز رابطه بلندمدت وجود دارد. در ادامه مدل کوتاه‌مدت پویایی شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل برآورد می‌گردد. همان‌طوری که مشاهده می‌شود که تمامی متغیرها در سطح ۹۰ درصد معنادار هستند، به‌عبارت‌دیگر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل تابعی از شوک‌های مثبت و منفی ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، شوک‌های مثبت و منفی نرخ بهره، شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام ایران و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز است. با توجه به نتایج ارائه‌شده، در کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد به‌طوری‌که با افزایش شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل افزایش می‌یابد. یعنی با افزایش تولید در بخش حمل و نقل شاخص قیمت در این بخش زیاد

می‌شود. با توجه به نتایج تخمین اینگونه استنباط می‌شود که افزایش ارزش افزوده این بخش ناشی از افزایش تقاضا بوده و در آنصورت افزایش قیمت منطقی خواهد بود. ولی اگر شوک افزایش ارزش افزوده مثلا از ناحیه تولید باشد مثلاً بهره‌وری و فناوری و ... توجیه آن منطقی نیست. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد به‌طوری‌که با افزایش شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کاهش می‌یابد.

شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره در کوتاه‌مدت، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل را افزایش می‌دهد. همچنین شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد و شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. به‌طوری‌که با افزایش شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل کاهش می‌یابد. درنهایت شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز با کاهش قیمت کالاها و خدمات نهاده‌های وارداتی سرمایه‌ای و درنتیجه کاهش هزینه‌های تولید، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل را کاهش می‌دهد.

همچنین نتایج به‌دست‌آمده از مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت که نمایانگر سرعت تعدیل است، معنادار بوده و عبارت ECM(-1) در این مدل دارای علامت موافق انتظار می‌باشد و لذا می‌توان گفت تعادل بلندمدت قابل‌دسترسی است. ضریب ۰/۱۷۶- نیز نشان‌دهنده این است که سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت در بخش حمل‌ونقل ۰/۱۷۶ بوده به‌طوری‌که در هرسال ۱۷/۶٪ از عدم تعادل یک دوره شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل در دوره بعد تعدیل می‌گردد.

نتایج مربوط به کشش‌های بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرهای ارزش‌افزوده در بخش حمل‌ونقل، نرخ بهره، شوک‌های مثبت و منفی قیمت نفت خام و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز در سطح خطای ۱۰ درصد معنی‌دار هستند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده ارزش‌افزوده بخش حمل‌ونقل تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره نیز تأثیر مثبت بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد.همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ بهره تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. علاوه بر این شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت نیز تأثیر مثبتی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد. درواقع با افزایش شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل افزایش می‌یابد و شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده قیمت نفت نیز تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل دارد.

با افزایش شوک‌های مثبت پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت، هزینه کالاها و نهاده‌های سرمایه‌ای وارداتی افزایش‌یافته و درنتیجه با افزایش هزینه‌های تولید و سرمایه‌گذاری، شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل افزایش می‌یابد. شوک‌های منفی پیش‌بینی‌نشده نرخ ارز نیز با کاهش هزینه‌های تولید و نهاده‌های سرمایه‌ای تأثیر منفی بر شاخص قیمت بخش حمل‌ونقل در بلندمدت دارد.

در ادامه عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی این متغیرها مورد آزمون قرارگرفته است. برای بررسی نامتقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی از آزمون والد استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی متغیرهای موردبررسی رد می‌شود. درنتیجه شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی‌نشده متغیرهای موردبررسی اثرات نامتقارنی بر شاخص قیمت در بخش حمل‌ونقل دارد.

در ادامه برای بررسی پایداری پارامترهای تخمین زده‌شده در الگوی بلندمدت از آزمون CUSUM وCUSUM SQ برای جملات پسماند الگوی کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب متغیرها در طول دوره موردبررسی، دارای ثبات می‌باشند. به‌عبارتی‌دیگر، شکست ساختاری در الگو وجود ندارد. درواقع، آزمون نشان می‌دهد که میانگین جملات پسماند صفر است و فروض اول کلاسیک برقرار است.

با توجه به تأثیر بالای نرخ ارز و درآمدهای نفتی بر شاخص قیمت مشاهده می‌گردد که نوسانات تولید و ارز و

بهره نشانه بی‌ثباتی اقتصاد کلان است، بر این اساس بایستی بانک مرکزی و دولت به‌حکم یک‌نهاد یکپارچه در تصمیم‌گیری جهت اجرای سیاست‌ها هماهنگی‌های لازم را به عمل‌آورند تا مشکل تورم‌های بالا و دائمی در اقتصاد ایران مرتفع گردد.

۱۰-مراجع

-اسلاملوئیان، ک. خسروی، ز.، (۱۳۹۵)، "تأثیر رژیم‌های تورمی مختلف بر پویایی تورم و نااطمینانی آن در ایران، دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و سوم، شماره ۱۲، پاییز و زمستان، صص. ۱۶۰-۱۳۵.

-الهی، ن. سلیمی، ف. معصوم زاده، ا.، (۱۳۹۵)، "بررسی رابطه درآمدهای نفتی و تورم در کشورهای عضو اوپک (رهیافتی از مدل گشتاور تعمیم‌یافته)"، پنجمین کنفرانس بین‌المللی رویکردهای نوین در نگهداشت انرژی، تهران.

-اصغرپور، ح.، (۱۳۸٤)، "آثار نامتقارن تکانه‌های پولی در اقتصاد ایران"، پایان‌نامه دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس.

-بابائی، م. توکلیان، ح. شاکری، ع.، (۱۳۹۷)، "پیش‌بینی نحوه اثرگذاری عوامل مؤثر بر تورم با استفاده از مدل‌های میانگین‌گیری پویا"، پژوهشنامه اقتصادی، دوره ۱۸، شماره ۷۱، صص. ۳۱۱-۲٦۱.

-برانسون، و. ترجمه عباس شاکری، (۱۳۷۲)، "تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان"، نشر نی، تهران.

- "ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۹"، (۱٤۰۱)، معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.

-حیاتی، ی. سهیلی، ک. عرفانی، ع.، (۱۳۹۸)، "پویایی‌های نرخ تورم در سیاست پولی ایران: یک مدل DSGE"، فصلنامه اقتصاد مالی، سال سیزدهم، شماره ٤۹، زمستان، صص. ۲۳٦-۲۱۳.

-شکروی، س. خلیلی عراقی، س.، (۱۳۹٤)، "پویایی‌های تورم و نااطمینانی تورم در اقتصاد ایران با در نظر گرفتن تغییرات رژیم، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی"، سال بیست و سوم، شماره ۷۳ ، بهار، صص. ۱۵۲-۱۲۹.

-شهیکی تاش، م. مولایی، ص. حلاج زاده، ز.، (۱۳۹۲)، "پیش‌بینی سطح عمومی قیمت‌ها و تورم در ایران با استفاده از شبکه عصبی"، فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان، سال یکم، شماره چهارم، زمستان، صص. ٦۷-۵۱.

-طالبلو، ر. محمدی، ت. رضاپور، ح.، (۱۳۹٤)، "مدل‌سازی پویایی‌های تورم؛ رویکرد مدل پی استار (با استفاده از مدل‌های ARDL و فضا- حالت)"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال بیستم، شماره ٦۵، زمستان، صص. ۱۲۸-۹۳.

-محبی آشتیانی، ع.، (۱۳۹۱)،" بررسی تأثیر انحراف نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی.

-مهرآرا، م. قبادزاده، ر.، (۱۳۹۵)، "بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA) و میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS)"، فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه، سال بیست و یکم، شماره ۱، بهار، صص. ۸۲-۵۷.

-Bala, U., & Chin, L., (2018), “Asymmetric impacts of oil price on inflation: An empirical study of African OPEC member countries”, Energies, 11(11), 3017. Doi.org/10.3390/en11113017, 2018.

-Friedman, Milton, (1981), “Dificit and Inflation”, Newsweek, Feb. 23, pp. 44-45.

-Friedman, M., (1968), “The Role of Monetary PoDlicy”, American Economic Review, Vol. 58, pp. 1-17.

- https://www.cbi.ir/

- https://amar.org.ir/

-Kun Sek, S., (2017), “Impact of oil price changes on domestic price inflation at disaggregated levels: Evidence from linear and nonlinear ARDL modeling, Energy”, Vol. 130, 1 July, pp. 204-217.

-Mankiw, N., G. and Taylor, M., P., (2006), “Economics. London: Thomson Learning”.

-Roperto S. Deluna Jr., Jeanette Isabelle V. Loanzon, Virgilio M. Tatlonghari, (2021), “A nonlinear ARDL model of inflation dynamics in the Philippine economy”, Journal of Asian Economics, Vol. 76, October, pp.1-13.