

تأثیر افزایش قیمت بنزین و گازوئیل بر نرخ تورم در ایران

مسعود سعادت مهر

استادیار اقتصاد، عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور، لرستان، مرکز خرم آباد، گروه اقتصاد

masd1352@yahoo.com

حامل‌های انرژی به ویژه بنزین و گازوئیل از جمله کالاهایی هستند که به طور مستقیم و غیرمستقیم در سبد مصرفی خانوارها جای دارند، افزایش قیمت این حامل‌های انرژی، با افزایش قیمت حمل‌ونقل سطح زندگی مردم را تحت تأثیر قرار می‌دهد. لذا شناسایی میزان تورم حاصل از افزایش قیمت بنزین و گازوئیل از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از این رو، در این تحقیق به این موضوع پرداخته شده است. برای این کار ابتدا عوامل مؤثر بر تورم در ایران شناسایی و مدل تحقیق طراحی شده است. در این مدل قیمت بنزین و گازوئیل به عنوان متغیرهای مستقل در کنار حجم پول، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و کسری بودجه به عنوان عوامل مؤثر بر تورم در اقتصاد ایران لحاظ شده‌اند. پس از آن مدل بلندمدت، کوتاه‌مدت و تصحیح خطا به روش ARDL برآورد شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قیمت بنزین تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارد. به طوری که، یک درصد افزایش در قیمت بنزین، نرخ تورم را به میزان ۱/۱۱۲ درصد افزایش می‌دهد. همچنین قیمت گازوئیل تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در ایران دارد. به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گازوئیل نرخ تورم را به میزان ۰/۷۴۸ درصد افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: قیمت بنزین، قیمت گازوئیل، تورم

۱. مقدمه

قیمت حامل‌های انرژی در داخل ایران نسبت به قیمت‌های جهانی پایین‌تر است و این موضوع باعث قاچاق این سوخت‌ها به خارج از کشور گردیده است. از طرف دیگر پایین بودن قیمت آنها در سال‌های گذشته باعث مصرف بی‌رویه این سوخت‌ها شده است. از این رو، یکی از اهداف دولت بر اساس قانون هدفمندسازی یارانه‌ها، افزایش قیمت این حامل‌های انرژی به سطح قیمت‌های جهانی است. قیمت انرژی در اقتصاد ایران به صورت برون‌زا توسط دولت تعیین می‌گردد و از آنجا که تمامی بخش‌های اقتصادی در ارتباط با یکدیگر می‌باشند، لذا هرگونه تغییر در قیمت انرژی، کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این بین، این سؤال مطرح می‌شود که آیا افزایش قیمت حامل‌های انرژی به ویژه بنزین و گازوئیل به عنوان دو کالای استراتژیک تأثیر معنی‌داری بر تورم در ایران دارد؟ اگر پاسخ مثبت است، هر کدام از این حامل‌های انرژی چه مقدار اثر تورمی خواهند داشت؟

لذا تحقیق حاضر برای پاسخ به این سؤال صورت گرفته است. برای این کار مدل تحقیق بر پایه نظریه‌های تورم و تحقیقات تجربی طراحی شده و با استفاده از روش ARDL برآورد می‌گردد. برای برآورد مدل، از داده‌های سری زمانی (۱۳۹۲-۱۳۵۷) استفاده می‌شود. این مقاله در شش بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه در بخش دوم پیشینه تحقیق شامل مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور آمده است. در بخش سوم نظریه‌های تورم به اختصار توضیح داده می‌شوند. در بخش چهارم به تصریح مدل پرداخته می‌شود. بخش پنجم مقاله به تخمین مدل اختصاص دارد در نهایت در بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲. پیشینه تحقیق

مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۸۷) مطالعه‌ای در خصوص آثار تورمی افزایش قیمت بنزین و گازوئیل انجام داده است. این تحقیق نشان می‌دهد اگر دولت سالانه و به تدریج قیمت بنزین و گازوئیل را افزایش دهد به مراتب اثر تورمی کمتری خواهد داشت و آثار تورمی ناشی از اصلاح

قیمت بنزین و رساندن آن به سطح قیمت واقعی به صورت تدریجی به مراتب کمتر از افزایش قیمت آن به صورت یکباره می‌باشد.

مریدی (۱۳۸۵) در یک تحقیق به بررسی تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تورم در مناطق شهری و روستایی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که در اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی تا سطح قیمت‌های بین‌المللی، بیشترین تورم ایجاد شده مربوط به میوه‌ها و سبزیجات در دهک دهم روستایی (۷۰۰ درصد) و کمترین تورم در هزینه‌های بهداشت و درمان در دهک ششم شهری (۳۶۰ درصد) است.

احمدوند و همکاران (۱۳۸۸) به بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر شاخص هزینه خانوارها پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در صورت تغییر قیمت حامل‌های انرژی و رساندن آن به سطح قیمت‌های جهانی، بیشترین و کمترین نرخ تورم ایجادشده، حاصل از تغییر قیمت گاز طبیعی و نفت کوره است.

امامی میبدی و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی آثار تورمی اصلاح قیمت حامل‌های انرژی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که افزایش قیمت همه حامل‌های انرژی به طور همزمان باعث افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده به میزان ۴۸/۶ درصد و افزایش شاخص تولیدکننده به میزان ۳۶/۶ درصد می‌شود.

حسینی نسب و حاضری نیری (۱۳۹۱) به بررسی اثرات تورمی افزایش قیمت حامل‌های انرژی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت حامل‌های انرژی بدون بازتوزیع درآمد حاصل از آن باعث افزایش نرخ تورم می‌گردد. از طرف دیگر باز توزیع درآمد حاصل اثر تورمی حاصل را تشدید می‌کند.

عزیزی و همکاران (۱۳۹۱) در یک تحقیق اثر تورمی اصلاح قیمت حامل‌های انرژی را در ایران بررسی نموده‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از افزایش نرخ تورم در اثر اجرای این سیاست دارد.

اوری و بوید^۱ (۱۹۹۷) در یک تحقیق به بررسی اثرات اقتصادی افزایش قیمت حامل‌های انرژی در مکزیک پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت، سبب کاهش مصرف انرژی توسط خانوارها و تولیدکنندگان، کاهش تولید و کاهش اثرات مخرب زیست محیطی می‌شود.

فتنی و بیکن^۲ (۱۹۹۹) در یک تحقیق برای دوره زمانی (۱۳۸۲-۱۳۷۸) تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی را در اقتصاد ایران بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد افزایش قیمت حامل‌های انرژی تا سطح قیمت‌های بین‌المللی منجر به ۱۳ درصد تورم در اقتصاد ایران می‌شود.

برومننت و تالپسی^۳ (۲۰۰۰) به بررسی اثر تورمی تغییر قیمت نفت خام در ترکیه پرداخته‌اند. نتیجه نشان می‌دهد که ۲۰ درصد افزایش در قیمت نفت خام باعث افزایش ۱/۰۸ درصد در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.

ولدخانی و میچل^۴ (۲۰۰۲) آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی در اقتصاد استرالیا را بررسی نموده‌اند. نتیجه حاکی از آن است که افزایش قیمت حامل‌های انرژی نرخ تورم را ۱/۰۸ درصد افزایش می‌دهند.

لین و جیانگ^۵ (۲۰۱۰) اثر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی را بر متغیرهای کلان در اقتصاد چین بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که اصلاح قیمت حامل‌های انرژی باعث کاهش تولید و افزایش نرخ تورم می‌گردد.

مطالعات مختلفی در ایران در خصوص اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و اثرات آن بر نرخ تورم انجام شده است. تفاوت اصلی این مطالعات با یکدیگر، در نوع روش تحقیق می‌باشد. وجه مشترک آنها این است که همه مطالعات انجام شده اثر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی را به طور کلی بررسی نموده‌اند که از این جهت با تحقیق حاضر متفاوت می‌باشند. تحقیق حاضر به جای بررسی تأثیر کلی

1. Uri and Boyd

2. Fetini and Bacon

3. Berumnet and Talpcy

4. Michael

5. Lin and Jiang

افزایش قیمت حامل‌های انرژی، تنها اثر افزایش قیمت بنزین و گازوئیل به عنوان دو کالای استراتژیک را بر نرخ تورم بررسی می‌کند که تاکنون در مطالعات قبلی انجام نشده است و نوآوری تحقیق حاضر می‌باشد. با این تحقیق میزان تأثیرگذاری افزایش قیمت هر کدام از دو کالا بر نرخ تورم در ایران مشخص می‌شود.

۳. نظریه‌های تورم

۳-۱. نظریه پولی تورم

به عقیده طرفداران نظریه‌های پولی، تورم منحصرأ پدیده‌ای نشأت گرفته از افزایش عرضه پول است. هنگامی که عرضه پول در کنترل بانک مرکزی قرار می‌گیرد انتشار اضافی پول توسط بانک مرکزی که احتمالاً به دستور دولت صورت می‌گیرد، موجب افزایش قیمت‌ها خواهد شد. به عقیده طرفداران این نظریه، تنها راه کنترل تورم عبارت است از اقدام دولت به محدود کردن افزایش عرضه پول. ایده اصلی نظریه‌های پولی، این گزاره است که در بلندمدت، افزایش عرضه پول، شرط لازم برای افزایش سطح قیمت‌ها، فقط از تغییر حجم پول سرچشمه می‌گیرد و جهت علیت از رشد پول به سمت تورم است. به عقیده فریدمن که از طرفداران اصلی نظریه‌های پولی است در کوتاه‌مدت علل زیادی را برای تغییرات قیمت‌ها می‌توان یافت، اما در بلندمدت میزان پول هر کشور تعیین کننده نرخ تورم در آن کشور است (تفضلی، ۱۳۸۶، ص ۶۳۹-۶۳۸).

۳-۲. نظریه تورم فشار هزینه

براساس دیدگاه طرفداران مکتب فشار هزینه، درک اقناع‌کننده تورم بدون مطالعه کامل چارچوب نهادی جامعه که دستمزدها و قیمت‌ها در داخل آن تعیین می‌گردد، غیرممکن است. در واقع، به عقیده این گروه تورم نتیجه افزایش هزینه‌های تولید (از جمله مواد اولیه، قیمت انرژی و به ویژه دستمزد) می‌باشد. هر عاملی که باعث افزایش هزینه‌های تولید گردد منحنی عرضه کل را به سمت چپ انتقال می‌دهد و در نتیجه باعث افزایش تورم می‌شود. این نظریه علت تورم را افزایش

هزینه‌های تولید و لذا افزایش قیمت تمام شده محصولات می‌داند. این نظریه نشان‌دهنده تورم رکودی است و با کاهش اشتغال و تولید همراه است (برانسون، ۱۳۸۶، ص ۵۹۳-۵۹۱).

۳-۳. نظریه تورم فشار تقاضا (نظریه کینزی)

کینز برای تعیین ماهیت تورم، نظریه شکاف تورمی را ارائه نمود که ریشه در وضعیت موجود در بازار کالاها دارد. در حالی که نظریه مکتب پولی در زمینه تورم مبتنی بر بازار پول و نظریه مکتب فشار هزینه، در بیشتر موارد براساس بازار کار استوار بودند. در نظریه شکاف تورمی گفته می‌شود که تورم هنگامی پدید می‌آید که درآمد ملی تعادلی از درآمد اشتغال کامل بیشتر گردد و این امر هنگامی حاصل می‌شود که تقاضای کل کالاها و خدمات بنا به دلایلی (از جمله کاهش مالیات، خوشبین‌تر شدن سرمایه‌گذاران نسبت به آینده، افزایش مخارج دولت و بخش خصوصی، افزایش خالص صادرات و همچنین افزایش عرضه پول) افزایش می‌یابد. بنابراین در مدل شکاف تورمی کینز تنها علت وقوع تورم افزایش عرضه پول نیست، بلکه افزایش حجم پول نظیر سایر عوامل ذکر شده می‌تواند سبب تورم شود و نرخ تورم را تعیین نماید. به بیان بهتر در این مدل افزایش عرضه پول شرط کافی (نه شرط لازم) برای وقوع تورم است (برانسون، ۱۳۸۶، ص ۵۹۰).

۳-۴. سایر نظریه‌های تورم

در مورد سایر نظریه‌های تورم می‌توان به نظریه روانی، نظریه ساختاری و نظریه وارداتی اشاره نمود که به عقیده ساختارگرایان، تورم ناشی از کاستی‌ها و نارسایی‌های بنیادی از قبیل نبود نیروی کار، نبود وسایل ارتباطی و جز اینهاست که به این نوع تورم اصطلاحاً تورم ساختاری گفته می‌شود. عده‌ای دیگر از نظریه‌پردازان، تورم را ناشی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی می‌دانند و شدت و ضعف آن را نیز به میزان واردات کالاها و خدمات در جامعه نسبت می‌دهند. به این نوع تورم، در اصطلاح، تورم وارداتی می‌گویند. روشن است که در یک اقتصاد باز، فشارهای تورمی (دست کم در رژیم ثابت ارزی) چیزی نیست که به مرزهای ملی احترام گذارد. در واقع، تورم وارداتی به مفهوم سرایت و انتقال تورم حاکم بر اقتصاد جهانی به اقتصاد داخلی یک کشور از طریق تجارت خارجی

است. افزایش قیمت کالاهای تجاری، بازار کار و انبساط پولی ناشی از مازاد تراز پرداخت‌ها، مستقیم‌ترین مجاری انتقال تورم جهانی به اقتصاد یک کشور می‌باشند.

۳-۵. اثرات تورمی افزایش قیمت انرژی

به طور کلی می‌توان گفت که افزایش قیمت انرژی دو گونه اثر تورمی خواهد داشت. از یک طرف مستقیماً هزینه انرژی خانوارها را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر باعث افزایش هزینه تولید کالاها و خدمات در بخش‌های تولیدی می‌شود که این امر به نوبه خود به صورت یک موج تورمی سایر هزینه‌های مصرفی خانوارها را افزایش می‌دهد (ترازنامه انرژی، ۱۳۸۰: ۱۸).

اصلاح یارانه و قیمت انرژی، با توجه به نوع حامل‌ها در مصرف نهایی یا واسطه‌ای می‌تواند در تغییر سطح عمومی قیمت‌ها مؤثر باشد. با افزایش قیمت انرژی در مرحله اول قیمت نسبی این کالاهای یارانه‌ای نسبت به سایر کالاها افزایش می‌یابد و چون برخی از این حامل‌ها به طور مستقیم در سبد مصرفی خانوارها جای دارند به طور مستقیم شاخص قیمت مصرف‌کننده را افزایش می‌دهند. برخی دیگر از این کالاها که به عنوان کالای واسطه‌ای برای بنگاه‌های اقتصادی عمل می‌کنند اصلاح قیمت آنها شاخص قیمت تولیدکننده را افزایش می‌دهند. بنابراین نوع حامل‌های انرژی از یک طرف و اثرات مستقیم و غیرمستقیم آنها بر سطح عمومی قیمت‌ها موضوعی است که در خصوص آثار تورمی قابل توجه می‌باشد (حسینی نسب و حاضری نیری، ۱۳۹۱).

پرمه (۲۰۰۵)^۱ آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی (بنزین، گازوئیل، گاز طبیعی و برق) به قیمت‌های جهانی را ۳۵/۶ درصد تورم برآورد نموده است. همچنین فتینی و بیکن (۱۹۹۹) تورم حاصل از افزایش قیمت حامل‌های انرژی تا مرز قیمت‌های جهانی، ۱۳ درصد برآورد نموده‌اند. بانک جهانی (۲۰۰۳) نیز اثرات تورمی حاصل از تعدیل قیمت حامل‌های انرژی را در ایران بررسی نموده‌است. براساس این تحقیق تعدیل قیمت حامل‌های انرژی در ایران تا سطح قیمت‌های جهانی، ۳۰/۵ درصد تورم را در پی خواهد داشت.

۴. تصریح مدل و داده‌ها

با توجه به مباحث نظری و پیشینه تحقیق، حجم پول (M) یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر تورم می‌باشد که همه نظریه‌های اقتصادی چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت بر آن تأکید دارند. بنابراین، حجم پول بایستی در مدل لحاظ گردد. همچنین، بسیاری از نظریه‌های اقتصادی بر تورم وارداتی به عنوان یکی از عواملی که باعث تورم در یک کشور می‌شود تأکید می‌کنند. برای لحاظ کردن تورم وارداتی در مدل از متغیر نرخ ارز استفاده می‌شود؛ زیرا با افزایش نرخ ارز (e)، قیمت کالاهای وارداتی افزایش یافته و این منجر به تورم در کشور می‌گردد. کسری بودجه در اقتصاد ایران به طور مداوم وجود داشته است به طوری که اکثر اقتصاددانان، علت تورم را در ایران به کسری بودجه نسبت داده‌اند از این رو این متغیر نیز در مدل لحاظ شده است. در تحقیقی که توسط جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) انجام شده است جهت بررسی تأثیر قیمت بنزین بر شاخص قیمت مصرف‌کننده، مدلی به کار برده شده که در آن شاخص قیمت مصرف‌کننده تابعی از نرخ ارز، حجم پول، تولید ناخالص داخلی و قیمت بنزین در نظر گرفته شده است. در این مدل قیمت بنزین به عنوان یک کالای استراتژیک مستقیماً در مدل لحاظ شده است.

افزایش قیمت حامل‌های انرژی، به ویژه بنزین (P_b) و گازوئیل (P_g) که باعث جو روانی در افراد جامعه می‌شوند نیز به عنوان عامل مؤثر بر تورم در مدل لحاظ خواهند شد. البته افزایش قیمت این حامل‌های انرژی، با افزایش قیمت هزینه‌های حمل‌ونقل، هزینه‌های تولید را افزایش داده و از این جهت نیز باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شوند (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۶). به این ترتیب مدل پیشنهادی تحقیق که بر اساس مبانی نظری بیان شده در بخش قبلی و مطالعات تجربی جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶)، همچنین حسینی نصب و حاضری نیری (۱۳۹۱) و لین و جیانگ (۲۰۱۰) به صورت زیر خواهد بود:

$$P_t = f(M, e, S_b, Y, P_b, P_o) \quad (1)$$

M حجم واقعی پول، e نرخ واقعی ارز، S_b کسری بودجه دولت، Y تولید ناخالص داخلی، P_b قیمت بنزین، P_o قیمت گازوئیل و P_t نرخ تورم می‌باشند.

نرخ تورم، بر اساس شاخص قیمت مصرف کننده منتشر شده در پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ایران محاسبه شده است. داده‌های مربوط به حجم پول، کسری بودجه دولت، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز نیز از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی تهیه شده است. قیمت بنزین و گازوئیل در آمارنامه مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی زا (۱۳۹۱) موجود است و از این منبع تهیه شده است.

۵. تخمین مدل

جهت دستیابی به اهداف تحقیق و همچنین تفسیر دقیق تر نتایج و بدست آوردن کشش‌ها، از فرم لگاریتم خطی رابطه (۱) استفاده می‌شود. از این رو، فرم خطی لگاریتمی مدل عبارت است از:

$$\text{LnPt} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnM} + \beta_2 \text{LnSb} + \beta_3 \text{LnY} + \beta_4 \text{Lne} + \beta_5 \text{LnPb} + \beta_6 \text{LnPo} \quad (2)$$

۵-۱. بررسی پایایی متغیرها

برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته^۱ (ADF) استفاده می‌شود. روش کار به این صورت است هنگامی که از آزمون ADF استفاده می‌شود ممکن است خودهمبستگی وجود داشته باشد برای رفع خودهمبستگی وقفه‌های از خود متغیر مربوطه را به عنوان متغیرهای توضیحی بکار می‌بریم این که چه تعداد وقفه لازم است تا خودهمبستگی برطرف شود توسط آزمون LM و شاخص‌های آکائیک و شوراتز بیزین تعیین می‌شود. در این تحقیق برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از شاخص شوراتز بیزین استفاده می‌شود. پس از آن، آماره آزمون ADF با مقدار بحرانی محاسبه شده توسط مکنیون مقایسه شده و درجه پایایی تعیین می‌شود. اگر متغیر مورد نظر در سطح، ناپایا باشد تفاضل مرتبه اول آن بررسی می‌شود و این کار تا زمان پایایی ادامه می‌یابد. همچنین پایایی متغیرها در دو حالت بدون وجود روند و با وجود روند بررسی می‌شود. در ادامه، آزمون ADF برای تک تک متغیرهای مدل انجام شده است که نتایج آن در جدول زیر آمده است.

1. Augmented Dickey - Fuller

جدول ۱. بررسی پایایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون ADF

متغیر	وقفه	روند	جمله ثابت	آماره آزمون	آماره مکنیون	نتیجه با احتمال ۹۵ درصد
LNPt	۰	-	+	۱/۷۳۱	۲/۹۷۵	ناپایا
DLNPt	۰	-	+	۳/۰۴۷	۲/۹۷۵	پایا
LNPb	۰	+	+	۰/۸۰۵۸	۲/۹۷۵	ناپایا
DLNPb	۰	-	+	۵/۲۱۴	۲/۹۷۹	پایا
LNPo	۰	-	+	۰/۴۹۳۵	۲/۹۷۵	ناپایا
LNPo	۰	+	+	۲/۴۰۹	۳/۵۸۶	ناپایا
DLNPo	۰	-	+	۵/۶۰۳	۲/۹۷۹	پایا
LNMS	۳	-	+	۰/۶۱۹۵	۲/۹۷۵	ناپایا
LNMS	۵	+	+	۱/۶۳۹	۳/۵۸۶	ناپایا
DLNMS	۲	-	+	۲/۶۵	۲/۹۷۵	ناپایا
DLNMS	۲	+	+	۲/۷۳۸	۳/۵۸۶	ناپایا
D2LNMS	۲	-	+	۳/۰۵۱	۲/۹۷۹	پایا
LNES	۳	-	+	۱/۷۸۴	۲/۹۶۶	ناپایا
LNES	۳	+	+	۰/۸۷۸۹	۳/۵۷۳	ناپایا
DLNES	۳	-	+	۱/۹۱۷	۲/۹۷۰	ناپایا
DLNES	۳	+	+	۲/۳۳۸	۳/۵۷۹	ناپایا
D2LNES	۳	-	+	۴/۰۰۵	۲/۹۷۵	پایا
LNSb	۰	-	+	۲/۱۹۸	۲/۹۷۵	ناپایا
LNSb	۰	+	+	۲/۹۵۹	۳/۵۸۶	ناپایا
DLNSb	۰	-	+	۷/۴۰۹	۲/۹۷۰	پایا
LNy	۱	-	+	۱/۵۴۹	۲/۹۷۰	ناپایا
LNy	۱	+	+	۲/۳۲۵	۲/۹۷۰	ناپایا
DLNy	۰	-	+	۴/۴۰۹	۲/۹۷۰	پایا

مأخذ: نتایج آزمون ADF توسط Microfit

با توجه به جدول (۱)، متغیرهای لگاریتم تورم، لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم قیمت بنزین، لگاریتم قیمت گازوئیل و لگاریتم کسری بودجه دولت با یک بار تفاضل گیری پایا شده یعنی پایا از درجه یک و متغیرهای لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم حجم پول با دو بار تفاضل گیری پایا شده یعنی پایا از درجه ۲ می باشند. با توجه به این که همه متغیرها پایا از درجه یک نیستند، لذا استفاده از روش هم جمعی یوهانسن جوسلیوس امکان پذیر نیست و بکارگیری این روش نتایج غیرقابل اعتمادی را به دست می دهد. با در نظر گرفتن این ملاحظات از روش ARDL استفاده می شود. زیرا در این روش لازم نیست درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و تنها با انتخاب تعداد وقفه بهینه می توان مدل مورد نظر را تخمین زد (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۹۳-۹۳).

۲-۵. تخمین رابطه کوتاه مدت

در این قسمت با استفاده از داده های جمع آوری شده مربوط به دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۷) مدل مورد نظر به روش ARDL تخمین زده شد. تعداد وقفه ها بر اساس شاخص شوارتز بیزین با در نظر گرفتن حداکثر دو وقفه تعیین گردید. نتایج این تخمین در جدول ۲ آمده است.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل کوتاه‌مدت (یویا)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	Prob	نتیجه
LNPb	۱/۱۱۲	۰/۲۱۳۷	۵/۲۰۳	۰/۰۰۰	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNPo	۰/۷۴۸	۱۰۲۱۳۲	۳/۵۰۸	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNMS	۲/۱۲۲	۰/۵۶۳۴	۳/۷۶۶	۰/۰۰۱	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNMS(-1)	۲/۰۲۴	۰/۶۸۷۴	۲/۹۴۴	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNES	۰/۷۶۵	۰/۴۵۵۵	۱/۶۷۹	۰/۲۵۲	عدم معنی دار بودن
LNES(-1)	۱/۰۵۲	۰/۴۹۸۴	۲/۴۴۷	۰/۰۲۵	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNSb	۰/۱۸۳	۰/۱۰۷۴	۲/۱۱۱	۰/۰۳۸	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNy	۱/۰۴۵	۰/۳۶۱۵	۲/۸۹۰	۰/۰۰۴	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
C	۵/۱۱۸	۱/۳۹۶	۳/۶۶۶	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد

$$R^2 = 0.823 \quad DW = 2.11 \quad F = (0.000) 9.744$$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جهت اطمینان به نتایج به دست آمده، فرض کلاسیک رگرسیون خطی بررسی شد. برای بررسی خودهمبستگی سریالی از آزمون LM، برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون آرچ و برای بررسی خطای تصریح مدل از آزمون ریست رمزی استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. در این جدول معیار قضاوت مقدار prob است که هرچه این مقدار بیشتر باشد مثلاً بیشتر از ۰/۱ حاکی از صحت فرض کلاسیک در سطح خطای کمتر از ۱۰ درصد است.

جدول ۳. آزمون فرض کلاسیک تخمین مدل کوتاه‌مدت

نام آزمون	آماره آزمون	Prob	نتیجه
آزمون LM	۰/۱۵۲۴	۰/۸۳۸	عدم وجود خودهمبستگی سریالی
آزمون ARCH	۰/۲۶۹۸	۰/۸۹۷	عدم وجود ناهمسانی واریانس ها
آزمون ریست رمزی	۰/۱۲۵۴	۰/۷۹۰	صحت فرم تابعی مدل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اکنون با توجه به جدول (۲) به تفسیر مدل کوتاه‌مدت می‌پردازیم. مقدار ضریب تعیین برابر $0/823$ است که مقدار نسبتاً بالایی است و قدرت توضیح دهندگی بالای مدل را نشان می‌دهد و حاکی از آن است که 82 درصد از تغییرات نرخ تورم توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. مقدار آماره F کلی رگرسیون برابر $9/744$ با $prob=0/000$ است و نشان می‌دهد که کلیت رگرسیون قابل پذیرش است.

با مراجعه به آماره t و مقایر $prob$ در جدول (۲) مشخص می‌شود که کلیه متغیرهای موجود در مدل به جز متغیر نرخ ارز در دوره جاری، تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم دارند. مقدار آماره t مربوط به متغیر قیمت بنزین برابر $5/203$ ($prob=0/000$) می‌باشد و حاکی از آن است که قیمت بنزین با احتمال بیش از 95 درصد تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارد. ضریب این متغیر برابر $1/112$ است به این معنی که، یک درصد افزایش در قیمت بنزین در کوتاه‌مدت (در همان سال) نرخ تورم را به میزان $1/112$ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به این که متغیرها به صورت لگاریتمی بکار برده شده‌اند، ضرایب به دست آمده کشش‌ها می‌باشند. به عبارت دیگر کشش نرخ تورم نسبت به قیمت بنزین برابر $1/112$ می‌باشد. به همین ترتیب می‌توان در خصوص تأثیر قیمت گازوئیل بر نرخ تورم قضاوت نمود. با توجه به جدول (۲) مقدار آماره t مربوط به قیمت گازوئیل برابر $3/508$ ($prob=0/003$) می‌باشد و نشان می‌دهد که قیمت گازوئیل با احتمال بیش از 95 درصد تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در ایران دارد. ضریب متغیر قیمت گازوئیل $0/748$ است. به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گازوئیل در کوتاه‌مدت (همان سال) نرخ تورم را به میزان $0/748$ درصد افزایش می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده، تأثیر افزایش قیمت بنزین بر تورم بیشتر از تأثیر افزایش قیمت گازوئیل است.

با توجه به جدول (۲) می‌توان به نتایج جانبی تحقیق نیز اشاره نمود. با توجه به آماره t و مقادیر $prob$ ، می‌توان گفت حجم پول هم در همان دوره و هم با یک دوره وقفه تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در ایران دارد. به طوری که یک درصد افزایش در حجم پول، نرخ تورم را در همان دوره به اندازه $2/122$ و در دوره بعد به اندازه $2/024$ درصد افزایش می‌دهد. این مطلب با تئوری‌های پولی تورم سازگاری دارد. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز در همان دوره تأثیر

معنی داری بر نرخ تورم نداشته، اما با یک دوره وقفه نرخ تورم را به طور معنی داری تحت تأثیر قرار می‌دهد. ضریب تأثیر نرخ ارز بر تورم با یک دوره وقفه برابر $۱/۰۵۲$ می‌باشد به طوری که افزایش یک درصد در نرخ ارز، با یک دوره وقفه نرخ تورم را به میزان $۱/۰۵۲$ درصد افزایش می‌دهد. این مطلب تورم وارداتی را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند. همچنین با توجه به جدول ۲ کسری بودجه دولت تأثیر معنی داری بر نرخ تورم در ایران دارد ضریب این متغیر برابر $۱۸۳/۰$ می‌باشد. به این معنی که، افزایش یک درصد در کسری بودجه دولت نرخ تورم را به میزان $۱۸۳/۰$ درصد افزایش می‌دهد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی برابر $۱/۰۴۵$ است و حاکی از آن است که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی به طور متوسط با $۲/۸۹$ درصد تورم همراه بوده است.

۳-۵. تخمین رابطه بلندمدت

در روش ARDL علاوه بر ارائه طول وقفه، تأثیر گذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در بلندمدت نیز ارائه می‌شود. نتایج مربوط به ضرایب بلندمدت در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل بلندمدت

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	Prob	نتیجه
LNPb	۱/۱۱۲	۰/۲۱۳۷	۵/۲۰۳	۰/۰۰۰	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNPO	۰/۷۴۸	۰/۲۱۳۲	۳/۵۰۸	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNMS	۴/۱۴۶	۰/۵۶۴۱	۷/۳۴۹	۰/۰۰۰	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNES	۱/۸۱۷	۰/۹۳۵۵	۳/۱۶۴	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNSb	۰/۱۸۳	۰/۰۷۷۴	۱/۹۴۰	۰/۰۴۸	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
LNy	۱/۰۴۵	۰/۳۶۱۵	۲/۸۹۰	۰/۰۰۴	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
C	۵/۱۱۸	۱/۳۹۶	۳/۶۶۶	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۴) کلیه متغیرهای موجود در مدل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد در بلندمدت تأثیر معنی داری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارند. در این خصوص، مقدار آماره t مربوط به متغیر قیمت بنزین برابر $(\text{prob}=0/000)$ ۵/۲۰۳ می باشد و حاکی از آن است که قیمت بنزین در بلندمدت با احتمال بیش از ۹۵ درصد تأثیر معنی داری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارد. ضریب این متغیر برابر ۱/۱۱۲ است به این معنی که، یک درصد افزایش در قیمت بنزین در بلندمدت نرخ تورم را به میزان ۱/۱۱۲ درصد افزایش می دهد. همچنین مقدار آماره t مربوط به قیمت گازوئیل برابر $(\text{prob}=0/003)$ ۳/۵۰۸ می باشد و نشان می دهد که در بلندمدت قیمت گازوئیل با احتمال بیش از ۹۵ درصد تأثیر معنی داری بر نرخ تورم در ایران دارد. ضریب متغیر قیمت گازوئیل ۰/۷۴۸ است. به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گازوئیل در بلندمدت نرخ تورم را به میزان ۰/۷۴۸ درصد افزایش می دهد.

۴-۵. مدل تصحیح خطا (ECM)

وجود رابطه بلندمدت بین مجموعه متغیرهای مدل، مبنایی برای استفاده از الگوی تصحیح خطا را که در آن نوسانات کوتاه مدت به مقادیر تعادلی و بلندمدت آنها ارتباط داده می شود، فراهم می آورد. بنابراین، الگوی تصحیح خطای مدل بلندمدت تخمین زده شد و نتایج آن در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	Prob	نتیجه
DLNPb	۱/۱۱۲	۰/۲۱۳۷	۵/۲۰۳	۰/۰۰۰	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
DLNPO	۰/۷۴۸	۰/۲۱۳۲	۳/۵۰۸	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
DLNMS	۴/۱۴۶	۰/۵۶۴۱	۷/۳۴۹	۰/۰۰۰	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
DLNES	۱/۸۱۷	۰/۹۳۵۵	۳/۱۶۴	۰/۰۰۲	عدم معنی داری
DLNSb	۰/۱۸۳	۰/۰۷۷۴	۱/۹۴۰	۰/۰۴۸	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
DLNY	۱/۰۴۵	۰/۳۶۱۵	۲/۸۹۰	۰/۰۰۳	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
DC	۵/۱۱۸	۱/۳۹۶	۳/۶۶۶	۰/۰۰۰	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد
Ecm(-1)	-۰/۵۵	۰/۱۵۱۳	۳/۶۳۵	۰/۰۰۱	معنی دار با احتمال ۹۵ درصد

$$R^2 = ۰.۸۱۲ \quad DW = ۲.۱۵۰ \quad F = ۰.۰۰۰ (۱۳.۵۳۲)$$

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان گونه که ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب الگو با احتمال بیش از ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. ضریب تعیین نشان‌دهنده قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای الگو است. به طوری که ۸۱ درصد از تغییرات متغیر درون‌زا (نرخ تورم) توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. آماره F برابر ۱۳/۵۳ است که در سطح خطای کمتر از ۵ درصد صحت کلی رگرسیون را تأیید می‌کند. آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا یعنی ECM(-1) می‌باشد که نشان‌دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان‌طور که در جدول (۵) پیداست این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی بوده و هم‌جمعی بین متغیرها را تأیید می‌کند. این ضریب برابر ۰/۵۵- است و بیانگر آن است که ۵۵ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در اثر تغییر یکی از متغیرهای توضیحی (قیمت بنزین، قیمت گازوئیل)، در یک سال تعدیل می‌شود. بنابراین، ایجاد یک تغییر در متغیرهای برون‌زا، بعد از تقریباً دو سال به طور کامل اثر خود را بر تورم نشان می‌دهد.

۶. خلاصه و نتیجه گیری

این تحقیق به منظور بررسی تأثیر قیمت بنزین و گازوئیل بر تورم در اقتصاد ایران انجام شد. از این رو، در مدل برآورد شده، علاوه بر متغیرهای حجم پول، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و کسری بودجه که از عوامل مؤثر بر تورم در ایران شناخته شده‌اند، قیمت بنزین و قیمت گازوئیل نیز در مدل لحاظ گردیده است. مدل مورد نظر با استفاده از داده‌های سری زمانی (۱۳۹۲ - ۱۳۵۷) برآورد گردید. برای بررسی پایایی متغیرها از روش ADF استفاده شد. سپس مدل تحقیق، از روش ARDL به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد گردید. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که قیمت بنزین تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در اقتصاد ایران دارد. ضریب این متغیر برابر $1/112$ است به این معنی که، یک درصد افزایش در قیمت بنزین در همان سال نرخ تورم را به میزان $1/112$ درصد افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر کشش نرخ تورم نسبت به قیمت بنزین برابر $1/112$ می‌باشد. همچنین قیمت گازوئیل تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در ایران دارد. ضریب متغیر قیمت گازوئیل $0/748$ است. به طوری که یک درصد افزایش در قیمت گازوئیل در همان سال نرخ تورم را به میزان $0/748$ درصد افزایش می‌دهد.

با توجه به نتایج به دست آمده، تأثیر افزایش قیمت بنزین بر تورم بیشتر از تأثیر افزایش قیمت گازوئیل است. همچنین نتایج جانبی تحقیق نشان می‌دهد که حجم پول هم در همان دوره و هم با یک دوره وقفه تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم در ایران دارد. به طوری که یک درصد افزایش در حجم پول، نرخ تورم را در همان دوره به اندازه $2/122$ و در دوره بعد به اندازه $2/024$ درصد افزایش می‌دهد. این مطلب با تئوری‌های پولی تورم سازگاری دارد. بنابراین به دولت توصیه می‌شود، همراه با افزایش قیمت بنزین و گازوئیل، جهت کاهش اثر تورمی، حجم پول را از طریق سیاست‌های پولی کاهش دهد و از آنجا که کاهش حجم پول با وقفه اثر خود را بر تورم نشان می‌دهد می‌تواند قبل از اجرای افزایش قیمت بنزین و گازوئیل حجم پول را کاهش دهد. با توجه به ضرایب بدست آمده، میزان کاهش در حجم پول جهت خنثی کردن اثر تورمی افزایش قیمت بنزین و گازوئیل بسیار کمتر از درصد افزایش قیمت این دو نهاد است. همچنین با توجه به این که اثر تورمی افزایش قیمت بنزین و گازوئیل در همان دوره خود را نشان می‌دهد می‌توان نتیجه گرفت که افزایش تورم بیشتر ناشی از

جو روانی و شکل‌گیری انتظارات تورمی ناشی افزایش قیمت این حامل‌های انرژی اتفاق می‌افتد، لذا به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود قبل از هر اقدامی با فضاسازی رسانه‌ای مناسب و بازگو کردن واقعیت‌ها جو روانی را کاهش داده و اثرات تورمی را به حداقل برسانند.

در این تحقیق، مدل تصحیح خطا نیز برآورد گردید و بیانگر آن است که ۵۵ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در اثر تغییر یکی از متغیرهای توضیحی (قیمت بنزین، قیمت گازوئیل)، در دو سال به طور کامل تعدیل می‌شود.

منابع

- احمدوند، محمدرحیم؛ اسلامی، سیف اله؛ اشرفی، یکتا و اقبال عباسی (۱۳۸۸)، "برآورد اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر نرخ تورم و هزینه خانوارهای کشور با استفاده از مدل داده - ستانده"، *مجله اقتصادی*، سال هفتم، شماره‌های ۷۵ و ۷۶.
- امامی میبدی، علی؛ حیدرپور، افشین و موسی خوشکلام خسروشاهی (۱۳۸۹)، "برآورد آثار تورمی اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در دو حالت فشار هزینه و فشار تقاضا با دو گزینه یکباره و پلکانی در ایران"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۷، صص ۹۹-۶۹.
- آمارنامه مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی زا (۱۳۹۱)، انتشارات روابط عمومی شرکت پخش فرآورده‌های نفتی ایران.
- برانسون، ویلیام اچ (۱۳۸۶)، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی.
- تفضلی، فریدون (۱۳۸۶)، *اقتصاد کلان*، تهران: نشر نی.
- جعفری صمیمی، احمد؛ کریمی، سعید و یوسف محنت‌فر (۱۳۸۶)، "ارزیابی اقتصادی اثر یارانه بنزین بر افزایش میزان تورم در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هفتم، شماره اول، صص ۴۳-۵۶.
- حسینی نسب، سیدابراهیم و هاتف حاضری نیری (۱۳۹۱)، "تحلیل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر اثر اصلاح یارانه‌های حامل‌های انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی"، *فصلنامه علمی پژوهشی*، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ۷، صص ۱۴۸-۱۲۵.
- عزیزی، مهشید؛ کاظمی، شهاب و علی حیدری بیوکی (۱۳۹۱)، "تحلیل آثار تورمی اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در مبحث هدفمندی یارانه‌ها با رویکرد مدیریت اقتصاد"، *اولین کنفرانس بین‌المللی نفت و گاز*، تهران.
- مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۸۷)، "آثار افزایش قیمت برخی از محصولات انرژی‌زا بر سطح عمومی تورم پایه"، شماره مسلسل ۹۱۵۱.
- مریدی، فاضل (۱۳۸۵)، "حذف یارانه‌های انرژی و ارزیابی آثار توزیعی آن"، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد*، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع).
- نوفروستی، محمد (۱۳۷۸)، "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی"، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

وزارات نیرو و معاونت امور برق و انرژی (۱۳۸۰)، *ترازنامه انرژی ایران*، تهران.

Berument, H. and H. Talpey (2000), "Inflation Effect of Crude Oil Prices in Turkey", *Department of Economics*, Bilkent University, Turkey.

Fetini, Habib and Robert Bacon (1999), *Economic Aspect of Increasing Energy Price to Border Price Level in the Islamic Republic of Iran*, Washington D C: The World Bank.

Lin, B. and Z. Jiang (2010), "Estimates of Energy Subsidies in China and Impact of Energy Subsidy Reform", *Eneeco-01968*, pp. 1-11.

Parmeh, Z. (2005), "Analysing the Energy Subsidies and the Effects of Energy Price Increase on the Price Level in Iran", *Commercial Research*, No. 34, pp. 117-147.

Uri N.D. and R. Boyd (1997), "An Evaluation of The Economic Effects of Higher Energy Prices in Mexico", *Energy Policy, Elsevier journal*, Vol.25, PP. 205-215.

Valadkhani, A. and P. Michael (2002), "An Empirical Analysis of Australian Labour Market, School of Economics and Finance", *Discussion Papers and Working Papers series*, Queensland University Of Technology, No.110.

World Bank, (2003), "Iran Medium Term Framework for Transition", *Social and Economic Development Group of East and North Africa Region*, 25848-IRN, pp. 66-73