Archive of SID

فصلنامه اقتصاد کاربردی
دوره ۸، شماره ۲۶- پائیز ۱۳۹۷

برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف گاز در بخش خانگی ایران

مریم عباسی[۱] ـ عباس امینی فرد[۲]

تاریخ دریافت: ۹۷/۲/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۷/۹/۱۴

چکیده

در این مطالعه با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز بخش خانگی در ایران پرداخته شد. برای این منظور از داده‌های دوره ده ساله ۹۴-۱۳۸۴ بصورت فصلی استفاده شد. نتایج برآورد مدل‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت ARDL نشان داد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت، متغیرهای میانگین دما، درآمد سرانه واقعی و جمعیت، از اثر مستقیم و قوی بر مصرف گاز خانگی کشور برخوردار می‌باشند. همچنین، قیمت گاز خانگی، از اثر معکوس و قوی بر مصرف گاز خانگی برخوردار بوده و اثر بازگشتی مستقیم بلندمدت و کوتاه-مدت ناشی از بهبود کارایی گاز خانگی در کشور به ترتیب معادل ۳۴٪ و ۳۱٪ می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت و کوتاه‌مدت با ۱۰۰٪ کاهش قیمت گاز خانگی در اثر بهبود کارایی آن، مصرف گاز خانگی نه تنها کاهش نمی‌یابد، بلکه به ترتیب ۳۴٪ و ۳۱٪ افزایش می‌یابد. در نهایت، با توجه به نتایج به دست آمده از اثرات مثبت سایر متغیرهای اثرگذار بر تقاضای گاز خانگی، همانند درآمدسرانه و میزان جمعیت، پیشنهاد می‌شود در کنار سیاست‌های قیمتی به مقوله فرهنگ‌سازی استفاده بهینه از گاز در جامعه بیش از پیش توجه شود. چرا که اگر افراد جامعه نسبت به استفاده بهینه از منابع انرژی اهتمام نداشته باشند؛ اجرای سیاست‌های قیمتی نتایج اثربخشی به همراه نخواهد داشت.

طبقه بندی C51:JEL ، Q41، R22

کلید واژه‌ها: اثر بازگشتی، گاز خانگی، میانگین دما، درآمد سرانه واقعی، جمعیت

[۱] دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مرودشت (نویسنده مسئول) *maryamabbasi059@gmail.com*
[۲] استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شیراز *aaminifard@yahoo.com*

www.SID.ir

Archive of SID

۱. مقدمه

یکی از مسایل مهم دنیای امروز، ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضای حامل‌های انرژی می‌باشد. در این میان گاز طبیعی به‌عنوان یکی از مهمترین حامل‌های انرژی و به‌دلیل مصرف در بیشتر بخش‌های اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. محدودیت حامل‌های انرژی تجدید ناپذیر از یک سو و رشد جمعیت جهان که ارتباط نزدیکی با مصرف گاز طبیعی دارد از سوی دیگر، این مسأله را حساس‌تر نموده است (بابازاده و همکاران، ۱۳۹۳). در حال حاضر گاز طبیعی تقریباً در ۵۰ کشور جهان تولید و مصرف شده و به سرعت به گزینه‌ای که اثرات منفی زیست‌محیطی آن در مقایسه با سایر منابع انرژی کمتر می‌باشد، تبدیل شده است (امامی میبدی و همکاران، ۱۳۸۸). علاوه براین، گاز طبیعی نه تنها یک کالای نهایی است بلکه به‌عنوان کالای واسطه‌ای و یک نهاده مهم در فرآیند تولید کشور نقش مهمی ایفا می‌کند، بنابراین هرگونه سیاست‌گذاری در خصوص آن به‌ویژه در چارچوب قیمت‌گذاری، می‌تواند بر اقتصادکلان اثرگذار باشد. از طرف دیگر، مصرف بالای گاز طبیعی بخش خانگی ایران یکی از معضلات اقتصادی کشور می‌باشد. بطوریکه در میان بخش‌های مختلف اقتصادی، بخش خانگی بیشترین سهم مصرف را دارا بوده و آمار ترازنامه انرژی کشور نشان می‌دهد که مصرف گاز طبیعی این بخش از ۳۶۸۹۶ میلیون مترمکعب در سال ۱۳۸۵ به ۴۵۳۶۳ میلیون مترمکعب در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته و از رشدی معادل ۲۲/۹۵٪ برخوردار بوده است. از این‌رو، سیاست بهبود کارایی مصرف گاز طبیعی بخش خانگی کشور از اهمیت انکارناپذیری برخوردار می‌باشد. لیکن این سیاست در کنار خود مسئله‌ای به نام اثرات بازگشتی را به همراه دارد. اثرات بازگشتی حالتی است که طی آن کاهش انتظاری در مصرف انرژی (به دنبال بهبود کارایی و کاهش قیمت مؤثر آن) به علت قانون تقاضا خنثی می‌شود (بلاید و همکاران، ۲۰۱۸)[1]. از آنجایی که افزایش کارایی انرژی، یکی از جنبه‌های بهبود تکنولوژی می‌باشد، همواره اعتقاد بر این بوده است که بهبود کارایی انرژی، منجر به کاهش مصرف می‌شود. لیکن برخی مطالعات نشان می‌دهد که این باور صحیح نبوده و بهبود کارایی انرژی سبب می‌شود که متوسط هزینه پرداختی انرژی، کاهش یافته و در نتیجه ممکن است مصرف‌کنندگان را به مصرف بیشتر تشویق کند. در نتیجه با افزایش کارایی انرژی، ممکن است نه تنها مصرف آن کاهش نیابد، بلکه افزایش نیز پیدا کند. اهمیت بالقوه بررسی اثرات بازگشتی در سطح کلان از آنجا نشأت می‌گیرد که وجود این اثر تا حدودی منافع حاصل از بهبود کارایی را کاهش داده و چه بسا اثربخشی چنین سیاست‌هایی را تحت تأثیر قرار دهد (دل انگیزان و همکاران، ۱۳۹۶).

لذا در این مطالعه به بررسی و برآورد اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف گاز در بخش خانگی ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] پرداخته می‌شود. برای این منظور در بخش دوم، روند تولید و مصرف گاز طبیعی کشور، در بخش سوم، مرور مطالعات پیشین، در بخش چهارم روش تحقیق، در بخش پنجم نتایج برآورد مدل ARDL و نهایتاً در بخش ششم، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲. روند تولید و مصرف گاز طبیعی کشور

ایران به لحاظ میزان ذخیره گاز طبیعی در رتبه اول جهان قرار دارد. بر اساس آخرین آمار منتشره از سوی شرکت بریتیش پترولیوم، برآورد ذخایر گازطبیعی جهان مورد تجدید نظر قرار گرفته است. با این بازنگری ذخایر گازطبیعی کشور روسیه که برای سالیان متمادی بزرگترین دارنده ذخایر گاز جهان بود، کاهش یافت و جایگاه آن به پس از ایران تنزل یافت. علاوه بر این، ایران از ترکمنستان و آذربایجان گازطبیعی وارد و به ترکیه، نخجوان و ارمنستان گاز صادر می‌نماید. همچنین گازطبیعی در دو بخش مصارف نهایی و مصارف بخش انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۳):

۱)مصارف نهایی گازطبیعی خود به دو بخش مصارف نهایی انرژی و غیر انرژی تقسیم می‌شود. در مصارف نهایی انرژی از گازطبیعی برای تأمین انرژی مورد نیاز زیر بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی، صنعت، حمل و نقل، کشاورزی و سوخت پتروشیمی استفاده می‌گردد. مصرف گازطبیعی به عنوان خوراک پتروشیمی از جمله مصارف غیر انرژی است. به عبارت دیگر توزیع گازطبیعی به مصرف کنندگان برای فعالیت هایی غیر از تبدیل سوخت را مصرف نهایی می‌گویند.

۲)مصارف بخش انرژی گازطبیعی شامل سوخت پالایشگاه‌های نفت و گاز، ایستگاه‌های تقویت فشار، سوخت توربین‌ها و دیزل ژنراتورهای موجود در مسیر خط لوله و گاز مصرفی در نیروگاه‌ها می‌باشد. در واقع گازطبیعی در این بخش در مراکز تبدیل انرژی مصرف می‌گردد.

جدول ۱ مصرف گاز در ایران شامل گاز تحویلی به کارخانجات گاز و گاز مایع، پالایشگاه‌های گاز و واحدهای نم زدایی، تزریق، پتروشیمی، خودمصرفی، تبدیل به مایعات گازی و خطای اندازه گیری، گازهای قابل جمع آوری را طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۵ نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۱): مصرف نهایی گازطبیعی طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۵ به تفکیک نوع مصرف (میلیون مترمکعب)

سال	خانگی	تجاری و عمومی	حمل و نقل	کشاورزی	صنعت	کل	درصد رشد
۱۳۸۵	۳۶۸۹۶/۰	۴۹۴۰/۴	۵۲۲/۲	۵۴/۰	۱۳۳۴۸/۰	۶۳۳۴۷/۵	---
۱۳۸۶	۴۰۴۴۹/۸	۵۴۱۹/۵	۱۰۴۰/۰	۱۷۶/۸	۱۴۸۴۶/۴	۷۴۷۵۷/۵	۱۸/۰۱
۱۳۸۷	۳۸۶۲۹/۱	۵۳۵۶/۹	۱۸۴۲/۴	۲۳۳/۹	۱۶۵۴۶/۵	۷۵۴۳۴/۴	۰/۹۱
۱۳۸۸	۴۱۳۹۶/۲	۵۶۷۶/۶	۳۴۴۳/۹	۴۰۲/۲	۱۷۵۲۷/۰	۸۲۴۸۹/۸	۹/۳۵
۱۳۸۹	۴۰۸۶۷/۶	۵۹۲۵/۰	۵۵۴۳/۳	۴۷۲/۶	۱۹۸۷۸/۴	۸۸۸۶۵/۲	۷/۷۳
۱۳۹۰	۴۴۰۵۵/۰	۶۴۳۷/۰	۶۲۴۶/۰	۶۱۷/۰	۲۴۰۱۹/۳	۱۰۳۵۰۶/۱	۱۶/۴۸
۱۳۹۱	۴۰۱۳۱/۰	۵۹۳۷/۰	۶۹۱۸/۰	۷۶۹/۰	۲۵۷۹۲/۱	۱۰۰۲۰۰/۰	-۳/۱۹
۱۳۹۲	۴۴۶۹۲/۰	۶۴۷۱/۰	۶۶۶۵/۰	۱۰۵۰/۰	۲۶۷۵۳/۵	۱۰۵۱۳۲/۲	۴/۹۲
۱۳۹۳	۴۵۳۶۳/۰	۶۶۳۸/۰	۷۰۶۲/۰	۱۳۴۶/۰	۲۸۲۲۹/۶	۱۱۰۵۸۰/۹	۵/۱۸

مأخذ: ترازنامه انرژی، ۱۳۹۳

یافته‌های جدول ۱ نشان می‌دهد که طی سال‌های ۹۳-۱۳۸۵ مصرف گاز طبیعی به طور متوسط سالیانه از رشدی معادل ۷/۴۲ درصد برخوردار بوده است. همچنین در میان بخش‌های مختلف بخش کشاورزی و خانگی به ترتیب از کمترین و بیشترین سهم از مصرف گاز طبیعی کشور برخوردار می‌باشند.

۳. پیشینه تحقیق

برای شناخت بهتر مسأله، پژوهشگر نیاز دارد با مراجعه به مدارک و اسناد موجود در زمینه موضوعی که برای تحقیق انتخاب کرده است، آگاهی خود را گسترش داده تا بتواند مسأله تحقیق را تعریف کرده و کرانه‌های آن را مشخص سازد (خاکی، ۱۳۸۶). از این رو، در این بخش به مرور مطالعات مرتبط با موضوع تحقیق اشاره می‌شود:

سورل و همکاران (۲۰۰۹)[۳] برای برآورد اثر بازگشتی مستقیم، به ارائه یک نمای کلی از اثرات بازگشتی پرداختند. مدل مورد استفاده داده‌های ترکیبی در بخش خدمات انرژی خانگی و در کشورهای OECD می‌باشد. اثر بازگشتی به صورت کشش قیمتی و کمتر از ۳۰٪ برآورد شده است. وانگ و همکاران (۲۰۱۲)[۴] به برآورد اثر بازگشتی حمل‌ونقل مسافربری هنگ کنگ با سیستم معادلات هم‌زمان و معادلات به ظاهر نامرتبط پرداختند. نتایج نشان داد که اثر بازگشتی در طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۳ و ۲۰۰۹-۲۰۰۲ به ترتیب ۴۵ و ۳۵٪ برآورد بوده که بیانگر روند کاهشی در اثرات بازگشتی است. جاشوالین (۲۰۱۳)[۵] به بررسی اثرات بازگشتی وسایل نقلیه مسافربری در آمریکا پرداخته و از سه فرض استفاده کردند: سوخت خودروها با ویژگی‌های وسایل نقلیه همبستگی ندارد، سوخت خودروها با ویژگی‌های خانوارها همبستگی ندارد، اثر قیمت بنزین در مسافت طی شده هر خودرو با اثر سوخت رابطه معکوس دارد. با اعمال این فرضیات اثر بازگشتی ۰/۴-۰/۲٪ برآورد شد. ژانگ و همکاران (۲۰۱۵)[۶] به برآورد اثرات بازگشتی انرژی حمل‌و-نقل جاده‌ای با رگرسیون پانل دیتا برای ۳۰ استان چین در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۳ پرداختند. نتایج نشان داد که اثرات بازگشتی در کوتاه و بلندمدت به ترتیب ۲۵/۵۳ و ۲۶/۵۶٪ می‌باشد. بلاید و همکاران (۲۰۱۸) به برآورد اثر بازگشتی بهبود کارایی مصرف گاز خانگی فرانسه با مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۳ پرداختند. نتایج نشان داد که اثر بازگشتی برق خانگی در کوتاه و بلندمدت به ترتیب برابر ۵۳ و ۶۰٪ می‌باشد. منظور و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی اثرات بازگشتی انرژی الکتریسیته با الگوی تعادل عمومی محاسبه-پذیر پرداختند. نتایج نشان داد بهبود کارآیی در مصارف برق به طور متوسط ۱۴/۲٪ اثرات بازگشتی به همراه دارد. شرزه-ای و ابراهیم زادگان (۱۳۹۰) به برآورد اثر بازگشت افزایش کارآیی انرژی مصرفی خانوارها و انتشار دی اکسیدکربن با تابع تقاضای تقریباً ایده آل پرداختند. اثر بازگشتی تقریباً ۹۸٪ برآورد شد که بیانگر کاهش بسیار جزئی مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن است. اسماعیل‌نیا و اختیاری (۱۳۹۱) به بررسی اثرات بازگشتی بهبود راندمان خودروها بر مصرف سوخت از طریق برآورد کشش قیمتی پرداختند. برای این منظور از تابعی به فرم تبعی لگاریتمی مضاعف برای دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۵ استفاده کردند. نتایج نشان داد که اثرات بازگشتی بلندمدت بهبود راندمان خودروها حدود ۹٪ می‌باشد. خوشکلام خسروشاهی (۱۳۹۴) به بررسی اثرات بازگشتی بخش‌های اقتصادی و خانوارها در نتیجه ارتقاء کارایی مصرف گازوئیل با مدل تعادل عمومی پرداختند. نتایج نشان داد که تحت سه سناریو، ارتقاء کارایی مصرف گازوئیل، باعث ایجاد اثرات بازگشتی در بخش‌های مختلف و خانوارها می‌شود. دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۶) به برآورد اثرات بازگشتی مستقیم در بخش حمل‌ونقل جاده‌ای با استفاده از اطلاعات استان‌های کشور از ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۳ و

www.SID.ir

Archive of SID

روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداختند. نتایج نشان داد که اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی مصرف بنزین و نفتگاز به ترتیب، ۶ و ۲٪ می‌باشد. جدول شماره ۲ جمع‌بندی مطالعات پیشین مرتبط با موضوع را نشان می‌دهد:

جدول (۲): جمع بندی مطالعات پیشین مرتبط با موضوع تحقیق

ردیف	سال	محقق	موضوع مطالعه	نتیجه تحقیق
۱	۲۰۰۹	سورل و همکاران	اثر بازگشتی مستقیم بخش خدمات انرژی خانگی کشورهای OECD	اثر بازگشتی به صورت کشش قیمتی و کمتر از ۳۰٪ برآورد شده است.
۲	۲۰۱۲	وانگ و همکاران	اثر بازگشتی مستقیم برای حمل‌ونقل مسافربری هنگ کنگ	اثر بازگشتی در طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۳ و ۲۰۰۹-۲۰۰۲ به ترتیب ۴۵ و ۳۵٪ برآورد شد.
۳	۲۰۱۳	جاشوالین	اثـرات بازگشتی وسایل نقلیه آمریکا	اثر بازگشتی به اندازه ۰/۴-۰/۲٪ برآورد شد.
۴	۲۰۱۵	ژانگ و همکاران	اثرات بازگشتی مستقیم انرژی برای حمل‌ونقل جاده‌ای ۳۰استان چین	اثرات بازگشتی مستقیم در کوتاه و بلندمدت به ترتیب ۲۵/۵۳ و ۲۶/۵۶٪ می‌باشد.
۵	۲۰۱۸	بلاید و همکاران	اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی مصرف گاز خانگی فرانسه	اثر مستقیم بازگشتی برق خانگی در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب برابر ۵۳ و ۶۰٪ می‌باشد.
۶	۱۳۸۹	منظور و همکاران	اثرات بازگشتی انرژی الکتریسیته	بهبود کارآیی در مصارف برق به طور متوسط ۱۴/۲٪ اثرات بازگشتی به همراه دارد.
۷	۱۳۹۰	شرزه‌ای و ابراهیم‌زادگان	اثر بازگشت افزایش کارآیی انرژی خانوارها و انتشار دی اکسیدکربن	اثر بازگشتی ۹۸٪ برآورد شد که بیانگر کاهش مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن است.
۸	۱۳۹۱	اسماعیل‌نیا و اختیاری	اثرات بازگشتی بهبود راندمان خودروها بر مصرف سوخت	اثرات بازگشتی بلندمدت بهبود راندمان خودروها حدود ۹٪ می‌باشد.
۹	۱۳۹۴	خوشکلام خسروشاهی	اثر بازگشتی بخش‌های اقتصادی و خانوارها در کارایی مصرف گازوئیل	کارایی مصرف گازوئیل، باعث اثرات بازگشتی در بخش-های مختلف و خانوارها می‌شود.
۱۰	۱۳۹۶	دل‌انگیزان و همکاران	اثرات بازگشتی مستقیم بخش حمل‌ونقل جاده‌ای	اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارایی مصرف بنزین و نفتگاز به‌ترتیب، ۶ و ۲٪ می‌باشد.

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که علیرغم اندک مطالعات انجام شده در خصوص برآورد اثر بازگشتی کارایی انرژی در سایر بخش ها، مطالعه‌ای در بخش گاز خانگی که یکی از پر مصرف ترین بخش‌های انرژی کشور می‌باشد، صورت نپذیرفته که در این مطالعه به این مهم پرداخته می‌شود.

۳. روش تحقیق

در این تحقیق به منظور برآورد اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز بخش خانگی در ایران از مدل مطالعه بلاید و همکاران (۲۰۱۸) بصورت زیر استفاده می‌شود:

(۱)

$$LNGAS_t = \beta_0 + \beta_1 LNTA_t + \beta_2 LNRI_t + \beta_3 LNPOP_t + \beta_4 LNP_t + \varepsilon_t$$

بر این اساس متغیرهای تحقیق عبارتنداز: لگاریتم طبیعی مصرف گاز خانگی (LNGAS) به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای لگاریتم طبیعی میانگین دما (LNTA)، لگاریتم طبیعی درآمد سرانه واقعی (LNRI)، لگاریتم طبیعی جمعیت کشور (LNPOP) و لگاریتم طبیعی قیمت گاز خانگی (LNP) به عنوان متغیرهای مستقل. همچنین، ضریب متغیر قیمت گاز خانگی (B_4) می‌تواند بیانگر اثر بازگشتی مستقیم بهبود کارایی گاز خانگی در ایران باشد. بدین مفهوم که ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با ۱ درصد کاهش در قیمت گاز خانگی (در اثر بهبود کارایی)، مصرف گاز خانگی چند درصد افزایش خواهد یافت. علاوه براین، داده‌های مورد نیاز تحقیق بصورت فصلی طی دوره ده ساله ۹۴-۱۳۸۴ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو و مرکز آمار ایران گردآوری می‌شود.

از طرف دیگر، با توجه به محدودیت‌ها و نواقص موجود در روش‌های انگل-گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا[۷] از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و عدم توانایی در آزمون فرضیات آماری، روش‌های مناسبتری برای بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرها پیشنهاد شده که در این زمینه می‌توان به رهیافت ARDL اشاره نمود (پسران و پسران، ۱۹۹۷)[۸]. همچنین، در این روش با استفاده از ضرایب تخمینی، امکان برآورد میزان واکنش مصرف بخش خانگی ایران به تغییر هر یک از متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد. از آنجاکه در مسائل اقتصادی متغیرهای توضیحی با وقفه چند ساله بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند کاربرد مدل ARDL مناسب به نظر می‌رسد. در کنار دیگر

www.SID.ir

Archive of SID

مزایای این مدل، مدل فوق تاثیر متغیرهای توضیحی وحتی خود متغیر وابسته را با وقفه بر متغیر وابسته نشان می‌دهد. این مدل یک مدل پویا می‌باشد یعنی رفتار متغیرها را در طول زمان بررسی می‌کند. از طرف دیگر وجود همجمعی بین مجموعه ای از متغیرهای اقتصادی نه تنها به این مفهوم است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد؛ بلکه می‌توان با استفاده از روش OLS برآورد کاملاً سازگاری از ضرایب الگو را بدست آورد. به عنوان مثال وقتی همجمعی دو متغیر x_t و y_t براساس آزمون‌های لازم به اثبات رسید، می‌توان نتیجه گیری کردکه یک رابطه تعادلی بلند مدت نظیر رابطه زیر بین این دو متغیر بر قرار است.

(۲)

$$y_t = \beta x_t + u_t$$

که در آن می‌توان پارامتر β را به روش OLS بر آورد کرد. در چنین حالتی وقتی $u_t \sim I(0)$ باشد، برآورد کننده فوق سازگار است. وقتی حجم نمونه کوچک است، استفاده از روش OLS در برآورد رابطه بلند مدت (۲) به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیر ها، بر آورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. بنرجی[9] (۱۹۹۳) و ایندر[10] (۱۹۹۳) با استفاده از روش شبیه سازی مونت کارلو نشان داده اند که در نمونه‌های کوچک تورش بر آورد ممکن است بسیار قابل توجه باشد (نوفرستی، ۱۳۸۷). استاک[11] (۱۹۸۴) نشان داده است مقدار این تورش که متناسب با $\frac{1}{n}$ است، در نمونه‌های کوچک بسیار حایز اهمیت است. ساده ترین شکل الگوی پویایی که می‌توان برای رابطه ایستایی بلندمدت فوق تنظیم کرد تا با کمک آن به بر آوردهای نسبتاً بدون تورشی از ضرایب بلندمدت الگو دست یافت، الگوی پویایی زیر است (نوفرستی، ۱۳۸۷):

$$y_t = \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \alpha y_{t-1} + v_t \quad (۳)$$

با انجام یک عملیات جبری مختصر می‌توان رابطه فوق را به صورت زیر نوشت:

(۴)

$$y_t = \beta x_t + \lambda_1 \Delta x_t + \lambda_2 \Delta y_t + w_t$$

که در آن:

$$w_t = \frac{v_t}{1-\alpha} \text{ و } \lambda_2 = -\frac{\alpha}{1-\alpha} \text{ و}$$

$$\lambda_1 = -\frac{\gamma_1}{1-\alpha} \text{ و } \beta = \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1-\alpha}$$

(۵)

است. وجود متغیرهای Δx_t و Δy_t در این رابطه موجب می‌شوند تا تورش مربوط به بر آورد پارامتر β بر اساس یک نمونه کوچک از بین برود و شرط رسیدن به تعادل نیز این است که $\alpha < 1$ باشد. ترجیح آن است که برای کاهش تورش مربوط به بر آورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، تا حد ممکن الگوی پویایی را در نظر بگیریم که تعداد وقفه‌های زیادی را برای متغیرها لحاظ کند. بنابراین به جای بر آورد رابطه فوق بهتراست رابطه زیر بر آورد شود:

$$A(L)y_t = B(L)x_t + u_t \quad (۶)$$

در این رابطه $A(L)$ عملگر وقفه به صورت $1-\alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - \alpha_p L^P$ و $B(L)$ عملگر وقفه به صورت $\gamma_0 + \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + ... + \gamma_q L^q$ و $L^r x_t = x_{t-r}$ است. لذا در این مطالعه از رهیافت ARDL استفاده می‌شود. مدل ARDL تعمیم یافته (بسط داده شده) بصورت زیر می‌باشد (نوفرستی، ۱۳۷۸):

(۷)

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)x_{it} + u_t \quad ; \quad i = 1,2,...,k$$

که در آن L ، P ، q_i ، y_t ، x_{it} ، α_0 و u_t بترتیب عملگر وقفه، بردار وقفه متغیر وابسته، بردار وقفه هریک از متغیرهای توضیحی، متغیر وابسته، بردار متغیرهای توضیحی، عرض از مبدا و جمله اخلال تصادفی می‌باشند. همچنین، عامل وقفه بصورت زیر تعریف می‌شود:

(۸)

$$L^j y_t = y_{t-j}$$

بنابراین:

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L^1 - ... - \alpha_p L^p$$

(۹)

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + (\beta_{iqi}L_i^q)$$

که در روابط فوق، α و β_i بترتیب بیانگر بردار وقفه‌های متغیر وابسته و بردار وقفه‌های هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشند. همچنین، معمولاً برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه هر یک از متغیرها، از معیار شوارتز بیزین که در تعیین تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند، استفاده می‌شود. علاوه براین، برای تخمین رابطه بلندمدت در مرحله اول، وجود ارتباط بلند مدت میان متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌گردد. بطوریکه، اگر مجموع ضرایب برآورد شده

www.SID.ir

Archive of SID

مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت گرایش می‌یابد. لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام شود (نوفرستی، ۱۳۷۸):

(۱۰ و ۱۱)

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \alpha_i - 1 < 0$$

همچنین، کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام این آزمون به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

(۱۲)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} S\hat{\alpha}_i}$$

با مقایسه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[۱۲] در سطح اطمینان مورد نظر می‌توان به وجود رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت میان متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد مقادیر آن‌ها صورت می‌گیرد (نوفرستی، ۱۳۷۸).

۴. نتایج و بحث

معمولاً سری‌های زمانی در بررسی‌های اقتصادی ایستا نبوده و عدم ایستایی آن‌ها امکان بروز رگرسیون کاذب در مطالعات تجربی را فراهم می‌آورد، از این رو ایستایی متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. جدول زیر نتایج ایستایی متغیرهای تحقیق را با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد:

جدول۲: نتایج آزمون ریشه واحد (ایستایی متغیرها)

متغیر	در سطح		تفاضل مرتبه اول	
	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون
LNGAS	-۴/۰۳	-۳/۵۵	-۴/۰۳	-۴/۹۶
LNTA	-۲/۹۵	-۳/۲۴	-۲/۹۵	-۳/۷۱
LNRI	-۳/۹۶	-۳/۳۸	-۳/۹۶	-۳/۹۱
LNPOP	-۳/۴۷	-۲/۶۶	-۳/۴۷	-۴/۱۷
LNP	-۴/۵۶	-۴/۰۱	-۴/۵۶	-۵/۱۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یافته‌های حاصل از بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد که متغیر میانگین دما (TA) در سطح و سایر متغیرهای تحقیق در تفاضل مرتبه اول ایستا می‌باشند. همچنین از آنجاکه شرط بکارگیری مدل اقتصادسنجی ARDL این است که تمامی متغیرهای بکار رفته در مطالعه حداکثر پس از یکبار تفاضل‌گیری ایستا شوند، یافته‌های فوق نشان می‌دهد که مدل اقتصادسنجی ARDL قابلیت تخمین تابع تقاضای گاز خانگی را دارا می‌باشد. پس از بررسی ایستایی متغیرهای تحقیق، مدل ARDL پویا جهت برآورد تابع تقاضای گاز خانگی کشور برآورد شد. نتایج بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مطالعه، نشان داد که آماره t مورد نیاز برای تابع گاز خانگی برابر با ۵/۹۵- بوده که با توجه به کمیت بحرانی بنرجی و همکاران در سطح ۹۵٪ (۴/۵۶-)، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق پذیرفته می‌شود. ضرایب بلندمدت تخمین زده شده با مدل ARDL برای تابع بلندمدت در جدول زیر آورده شده است:

جدول۳: نتایج مدل ARDL جهت برآورد تابع بلندمدت اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی
(متغیر وابسته: لگاریتم طبیعی مصرف گاز خانگی ((LNGAS)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
LNTA میانگین دما	۰/۹۵۷	۰/۰۹۸	۹/۷۶۵^{xxx}
LNRI درآمد سرانه واقعی	۰/۶۸۲	۰/۰۸۴	۸/۱۱۹^{xxx}
LNPOP جمعیت کشور	۰/۷۱۳	۰/۰۹۶	۷/۴۲۷^{xxx}
LNP قیمت گاز خانگی	-۰/۳۴۱	۰/۰۸۴	-۴/۰۶۰^{xxx}
B_0 عرض از مبدأ	۰/۸۹۱	۰/۰۹۸	۹/۰۹۲^{xxx}
مقدار آماره LM آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی			۲۷/۹۶ (۰/۱۲)^{NS}
مقدار آماره LM تشخیص شکل تابعی صحیح (رمزی)			۹/۵۱ (۰/۱۷)^{NS}
مقدار آماره LM تشخیص واریانس همسانی			۴۴/۸۶ (۰/۱۱)^{NS}

*** معنی‌دار در سطح ۱٪ ـــ **معنی‌دار در سطح ۵٪ ـــ
*معنی‌دار در سطح ۱۰٪ ـــ NS بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که با توجه به مقدار آماره LM مربوط به آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در تابع برآورد شده را پذیرفت، بنابراین تابع بلندمدت برآورد شده برای بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی دارای عدم خودهمبستگی می‌باشد. همچنین، مقدار آماره LM مربوط به آزمون تشخیص واریانس همسانی، نشان

www.SID.ir

Archive of SID

می‌دهد که می‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود واریانس ناهمسانی در تابع برآورد شده را پذیرفت، بنابراین تابع بلندمدت برآورد شده برای بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی دارای عدم واریانس ناهمسانی می‌باشد. علاوه براین، با توجه به مقدار آماره LM مربوط به آزمون رمزی، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود شکل تابعی غلط در تابع برآورد شده را پذیرفت، بنابراین تابع بلندمدت برآورد شده برای بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی دارای شکل تابعی صحیحی می‌باشد. همچنین، متغیر میانگین دما دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت میانگین دما، دارای اثر قوی و مستقیمی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میانگین دما ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۹۶ درصد افزایش می‌یابد. علاوه براین، متغیر درآمد سرانه واقعی دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت درآمد سرانه واقعی، دارای اثر قوی و مستقیمی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر درآمد سرانه واقعی ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۶۸ درصد افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، متغیر جمعیت کشور دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت جمعیت کشور، دارای اثر قوی و مستقیمی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر جمعیت کشور ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۷۱ درصد افزایش می‌یابد. در نهایت، متغیر قیمت گاز خانگی دارای علامت منفی بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنادار می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت قیمت گاز خانگی، دارای اثر قوی و معکوس بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر قیمت گاز خانگی ۱ درصد کاهش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۳۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت اثر بازگشتی مستقیم بلندمدت ناشی از بهبود کارایی گاز خانگی کشور معادل ۳۴٪ می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت با ۱۰۰٪ کاهش قیمت گاز خانگی در اثر بهبود کارایی آن، مصرف گاز خانگی نه تنها کاهش نمی‌یابد، بلکه ۳۴٪ افزایش می‌یابد.

پس از برآورد مدل بلندمدت، الگوی کوتاه مدت مرتبط با آن نیز بین متغیرهای تحقیق تخمین زده شد. جدول زیر نتایج برآورد مدل کوتاه مدت رابطه بین متغیرهای تحقیق را در قالب رهیافت ARDL نشان می‌دهد:

جدول۴: نتایج مدل ARDL جهت برآورد تابع کوتاه مدت اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی
(متغیر وابسته: لگاریتم طبیعی مصرف گاز خانگی ((dLNGAS)

نام متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t
dLNTA میانگین دما	۰/۸۹۱	۰/۰۹۴	۹/۴۷۹***
dLNRI درآمد سرانه واقعی	۰/۶۱۱	۰/۰۷۶	۸/۰۳۹***
dLNPOP جمعیت کشور	۰/۶۳۴	۰/۰۸۸	۷/۲۰۵***
dLNP قیمت گاز خانگی	-۰/۳۰۹	۰/۰۸۱	-۳/۸۱۵***
B_0 عرض از مبدأ	۰/۸۴۹	۰/۰۹۱	۹/۳۳۰***
ECT(-1)	-۰/۲۴۱	۰/۰۷۲	-۳/۳۴۷***
مقدار آماره LM آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی			۲۶/۰۷ (۰/۰۹)^{NS}
مقدار آماره LM تشخیص شکل تابعی صحیح (رمزی)			۸/۹۶ (۰/۰۴)^{NS}
مقدار آماره LM تشخیص واریانس همسانی			۴۱/۰۵ (۰/۱۰)^{NS}

*** معنی‌دار در سطح ۱٪ ــــ ** معنی‌دار در سطح ۵٪ ــــ
* معنی‌دار در سطح ۱۰٪ ــــ *NS* بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

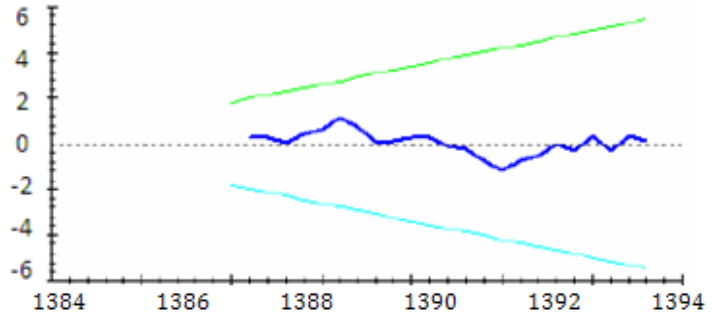
نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که با توجه به مقدار آماره LM مربوط به آزمون تشخیص عدم خودهمبستگی، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در تابع برآورد شده را پذیرفت، بنابراین تابع کوتاه‌مدت برآورد شده برای بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی دارای عدم خودهمبستگی می‌باشد. همچنین، مقدار آماره LM مربوط به آزمون تشخیص واریانس همسانی، نشان می‌دهد که می‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود واریانس ناهمسانی در تابع برآورد شده را پذیرفت، بنابراین تابع کوتاه‌مدت برآورد شده برای بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی دارای عدم واریانس ناهمسانی می‌باشد. علاوه براین، با توجه به مقدار آماره LM مربوط به آزمون رمزی، می‌توان فرضیه صفر مبنی بر وجود شکل تابعی غلط در تابع برآورد شده را پذیرفت، بنابراین تابع کوتاه‌مدت برآورد شده برای بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز خانگی دارای شکل تابعی صحیحی می‌باشد. همچنین، متغیر میانگین دما دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری

www.SID.ir

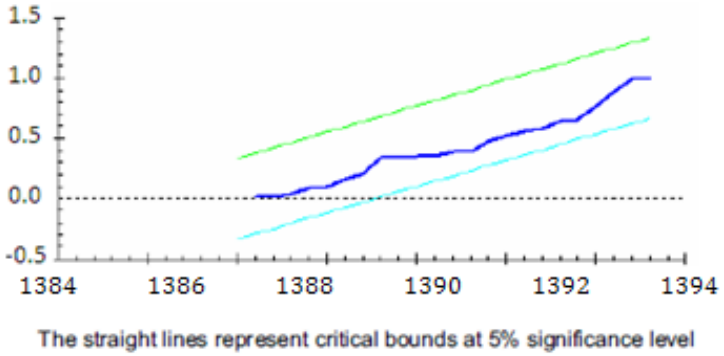
Archive of SID

در سطح ۱٪ معنی دار می‌باشد. بدین مفهوم که در کوتاه-مدت میانگین دما، دارای اثر قوی و مستقیمی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. علاوه بر این ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میانگین دما ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۸۹ درصد افزایش می‌یابد. علاوه براین، متغیر درآمد سرانه واقعی دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی دار می‌باشد. بدین مفهوم که در کوتاه‌مدت درآمد سرانه واقعی، دارای اثر قوی و مستقیمی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. علاوه بر این ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر درآمد سرانه واقعی ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۶۱ درصد افزایش می‌یابد. از طرف دیگر، متغیر جمعیت کشور دارای علامت مثبت بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی دار می‌باشد. بدین مفهوم که در کوتاه‌مدت جمعیت کشور، دارای اثر قوی و مستقیمی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. علاوه بر این ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر جمعیت کشور ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۶۳ درصد افزایش می‌یابد. متغیر قیمت گاز خانگی دارای علامت منفی بوده و از نظر آماری در سطح ۱٪ معنی دار می‌باشد. بدین مفهوم که در کوتاه‌مدت قیمت گاز خانگی، دارای اثر قوی و معکوسی بر مصرف گاز خانگی کشور می‌باشد. علاوه بر این ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر قیمت گاز خانگی ۱ درصد کاهش یابد، مصرف گاز خانگی تقریباً ۰/۳۱ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت که اثر بازگشتی مستقیم کوتاه‌مدت ناشی از بهبود کارایی گاز خانگی در کشور معادل ۳۱ درصد می‌باشد. بدین مفهوم که در کوتاه‌مدت با ۱۰۰ درصد کاهش قیمت گاز خانگی در اثر بهبود کارایی آن، مصرف گاز خانگی نه تنها کاهش نمی یابد، بلکه ۳۱ درصد افزایش می‌یابد. در نهایت، جمله تصحیح خطا (ETC) نشان می‌دهد که پس از گذشت یک دوره رابطه کوتاه مدت بین متغیرهای تحقیق، به اندازه ۰/۲۴۱ واحد به سمت رابطه بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

از طرف دیگر، در این مطالعه جهت انجام آزمون ثبات از آزمون‌های مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیماندهٔ عطفی CUSUM و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی CUSUMSQ استفاده شد. زیرا ویژگی مهم این آزمون این است که می‌توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی وجود دارد نیز استفاده کرد. از سوی دیگر، برای داده‌های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیهٔ صفر در این آزمون، بیان می‌کند که بردار ضرایب در هر دوره یکسان است و فرضیهٔ دیگر حالات دیگر را بیان می‌کند.



نمودار (۱): آزمون CUSUM برای مدل



نمودار(۲): آزمون CUSUMSQ برای مدل

www.SID.ir

Archive of SID

خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری پنج درصد را نشان می‌دهند. همانطور که در نمودارها دیده می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به گونه ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بر بی ثباتی مدل دلالت نمی کند. بر اساس این آزمون‌ها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری پنج درصد نمی توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که مدل برآورد شده در دوره مورد مطالعه با ثبات بوده است.

۵. جمع بندی و پیشنهادات

در این مطالعه با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی اثر بازگشتی مستقیم تقاضای گاز بخش خانگی در ایران پرداخته شد. برای این منظور از متغیر لگاریتم طبیعی مصرف گاز خانگی به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای لگاریتم طبیعی میانگین دما، لگاریتم طبیعی درآمد سرانه واقعی، لگاریتم طبیعی جمعیت کشور و لگاریتم طبیعی قیمت گاز خانگی به عنوان متغیرهای مستقل تحقیق استفاده شد. علاوه براین، داده‌های مورد نیاز تحقیق بصورت فصلی طی دوره ده ساله ۹۴-۱۳۸۴ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ترازنامه‌های انرژی وزارت نیرو و مرکز آمار ایران گردآوری شد. نتایج برآورد مدل بلندمدت ARDL نشان داد که در بلندمدت میانگین دما، درآمد سرانه واقعی و دارای اثر قوی و مستقیم بر مصرف گاز خانگی کشور بوده و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میانگین دما، درآمد سرانه و جمعیت ۱ درصد افزایش یابد، مصرف گاز خانگی به ترتیب معادل ۰/۹۶٪، ۰/۶۸٪ و ۰/۷۱٪ افزایش می‌یابد. همچنین، قیمت گاز خانگی، دارای اثر قوی و معکوس بر مصرف گاز خانگی کشور بوده و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر قیمت گاز خانگی ۱ درصد کاهش یابد، مصرف گاز خانگی ۰/۳۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین اثر بازگشتی مستقیم بلندمدت ناشی از بهبود کارایی گاز خانگی در کشور معادل ۳۴٪ می‌باشد. بدین مفهوم که در بلندمدت با ۱۰۰٪ کاهش قیمت گاز خانگی در اثر بهبود کارایی آن، مصرف گاز خانگی نه تنها کاهش نمی‌یابد، بلکه ۳۴٪ افزایش می‌یابد. نتایج برآورد مدل کوتاه‌مدت ARDL نشان داد که در کوتاه‌مدت میانگین دما، درآمد سرانه و جمعیت دارای اثر قوی و مستقیم بر مصرف گاز خانگی کشور بوده و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر میانگین دما، درآمد سرانه و جمعیت ۱٪ افزایش یابد، مصرف گاز خانگی به ترتیب ۰/۸۹٪، ۰/۶۱٪ و ۰/۶۳٪ افزایش می‌یابد. همچنین، قیمت گاز خانگی، دارای اثر قوی و معکوس بر مصرف گاز خانگی کشور بوده و با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اگر قیمت گاز خانگی ۱٪ کاهش یابد، مصرف گاز خانگی ۰/۳۱٪ افزایش می‌یابد. بنابراین اثر بازگشتی مستقیم کوتاه‌مدت ناشی از بهبود کارایی گاز خانگی در کشور معادل ۳۱٪ می‌باشد. بدین مفهوم که در کوتاه‌مدت با ۱۰۰٪ کاهش قیمت گاز خانگی در اثر بهبود کارایی آن، مصرف گاز خانگی نه تنها کاهش نمی‌یابد، بلکه ۳۱٪ افزایش می‌یابد.

در نهایت، از آنجایی که تقاضای گاز خانگی نسبت به قیمت آن بی کشش است، لذا پیشنهاد می‌شود، بیشتر از آنکه به معیارهای اقتصادی- فنی جهت کاهش مصرف گاز خانگی در کشور توجه می‌شود، به بررسی معیارهای کارایی زیست محیطی از منظر استفاده از انرژی‌های جایگزین پاک و افزایش سرمایه گذاری در جهت استفاده از انرژی‌های نوین نظیر خورشیدی نیز پرداخته شود. علاوه بر آن با توجه به نتایج به دست آمده از اثرات مثبت سایر متغیرهای اثرگذار بر تقاضای گاز خانگی، همانند؛ درآمدسرانه، میزان جمعیت، پیشنهاد می‌شود به مقوله فرهنگ سازی استفاده بهینه از گاز در جامعه بیش از پیش توجه شود. چرا که اگر افراد جامعه نسبت به استفاده بهینه و مناسب از منابع انرژی اهتمام نداشته باشند؛ اجرای سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی، نتایج مطلوب و اثربخشی به همراه نخواهد داشت.

منابع

اسماعیل نیا، علی اصغر و اختیاری نیکجه، سارا. (۱۳۹۱)، بررسی میزان اثرات بازگشتی بهبود راندمان خودروها بر مصرف سوخت، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۹(۳۴): ۲۱۳-۱۸۵.

امامی میبدی، علی. قاسمی، عبدالرسول. گلچین فر، علیرضا. (۱۳۸۸)، عوامل موثر بر قیمت گاز مصرفی در بخش خانگی کشور، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۱۷(۵۲): ۹۴-۶۹.

بابازاده، محمد. قدیمی دیزج، خلیل. قربانی، وحید. (۱۳۹۳)، برآورد تابع تقاضای کوتاه مدت و بلندمدت گاز طبیعی در بخش خانگی، فصلنامه مدلسازی اقتصادی، ۷(۱): ۱۱۳-۱۰۱.

ترازنامه انرژی، وزارت نیرو، دفتر برنامه ریزی کلان برق و انرژی.

خاکی، غ. ر. (۱۳۸۶)، شیوه نامه تدوین طرح و نقد تحقیق، انتشارات بازتاب.

خوشکلام خسروشاهی، موسی. (۱۳۹۴)، اثرات بازگشتی مربوط به بخش‌های اقتصادی و خانوارها در نتیجه ارتقاء

www.SID.ir

Archive of SID

کارایی مصرف گازوئیل، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۳(۷۴): ۵۴-۳۱.

دل انگیزان، سهراب؛ خانزادی، آزاد و حیدریان، مریم. (۱۳۹۳)، بررسی اثرات تغییر قیمت سوخت بر تولید گازهای گلخانه ای در بخش حمل و نقل جادهای ایران، رویکرد حداقل مربعات پایدار (RLS)، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، ۱۱(۴): ۷۷-۴۷.

دل انگیزان، سهراب؛ خانزادی، آزاد و حیدریان، مریم. (۱۳۹۶)، برآورد و تحلیل اثرات بازگشتی مستقیم ناشی از بهبود کارایی مصرف سوخت در بخش حمل و نقل جاده ای ایران، فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، ۶(۲۱): ۱۷۲-۱۴۹.

شرزه‌ای، غلامعلی و ابراهیم زادگان، هەژار. (۱۳۹۰)، برآورد اثر بازگشت افزایش کارآیی انرژی در ارتباط با مصرف خانوارها و انتشار دی اکسیدکربن در ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۸(۳۰): ۶۱-۳۳.

منظور، داود؛ آقابابایی، محمدابراهیم و حقیقی، ایمان. (۱۳۹۰)، تحلیل اثرات بازگشتی ناشی از بهبود کارآیی در مصارف برق در ایران: الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۸: ۲۳-۱.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

Belaïd, F. Bakaloglou, S. Roubaud, D. (2018), Direct rebound effect of residential gas demand: Empirical evidence from France, Energy Policy, 115: 23-31.

Li, K. and Lin, B. (2015). "Heterogeneity in rebound effects: Estimated results and impact of China's fossil-fuel subsidies", Applied Energy, 149, 148-160.

Linn, J. (2013). "The Rebound Effect for Passenger Vehicles", Resources for the Future, Washington, DC 20036.

Sorrell, S.; Dimitropoulos, J. and Sommerville, M. (2009). "Empirical estimates of the direct rebound effect: A review", Energy Policy, 37, 1356-1371.

Wang, H.; Zhou, D. Q. and Zha, D. L. (2012). "Direct rebound effect for passenger transport: Empirical evidence from Hong Kong", Applied Energy, 92, 162-167.

Wang, Z.; Han, B. and Lu, M. (2016). "Measurement of energy rebound effect in households: Evidence from residential electricity consumption in Beijing, China". Renewable and Sustainable Energy Reviews, 58, 821-861.

Zhang, Y. J.; Peng, H. R.; Liu, Z. and Tan, W. (2015). "Direct energy rebound effect for road passenger transport in China: A dynamic panel quantile regression approach". Energy Policy, 87, 303-313.

یادداشت‌ها

[1] *Belaïd et al, 2018*
[2] *Auto-Regressive Distributed Lag*
[3] *Sorrell et al, 2009*
[4] *Wang et al, 2012*
[5] *Joshua Linn, 2013*
[6] *Zhang and et al, 2015*
[2] *Error Correction Model*
[8] *Pesaran & Pesaran, 1997*
[9] *Banerjee*
[10] *Inder*
[11] *Stock*
[12] *Banerjee, Dolado and Mester, 1992*

www.SID.ir