

تخمین تابع تقاضای ترکیبی گاز طبیعی در استان‌های تهران و اصفهان (با رویکرد تجزیه قیمت و پانل پویا)

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۰۴

تاریخ تأیید: ۹۵/۰۲/۰۱

ویدا ورهرامی^۱

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

حسنعلی قنبری ممان^۲

استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

پریا امینی^۳

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی

چکیده

در این پژوهش دو استان تهران و اصفهان که بیشترین حجم مصرفی گاز طبیعی را در کشور دارند و از لحاظ جمعیتی، از پرجمعیت‌ترین استان‌های ایران به شمار می‌روند و همچنین به لحاظ صنعتی شبیه هم هستند را به عنوان شاخصی از الگوی مصرف گاز طبیعی کشور بررسی کرده و به برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی ترکیبی این دو استان در بخش صنعت طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۲، با رویکرد تجزیه قیمت و پانل پویا پرداختیم. فرضیه تحقیق مبتنی بر تأثیر نامتقارن قیمت گاز بر تقاضای آن در دو استان مزبور می‌باشد. نتایج پژوهش حاکی از این است که در دوره مورد بررسی، کشش‌های قیمتی و تولیدی کوتاه‌مدت کمتر از بلندمدت بوده و کشش تولیدی تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و در بلندمدت بیشتر از یک است که علت اصلی آن هم زیاد بودن شدت انرژی در دو استان نسبت به استانداردهای بین‌المللی می‌باشد. از سوی دیگر نتایج نشان داد که متغیر قیمت تأثیر نامتقارنی بر تقاضای گاز طبیعی در دو استان مورد مطالعه دارد. همچنین حساسیت تقاضا هنگام افزایش قیمت‌ها بیشتر از کاهش قیمت‌ها بوده و متغیر تأخیری مقدار تقاضا تأثیر نسبتاً زیادی روی تقاضای دوره جاری دارد.

واژگان کلیدی: تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت، استان‌های تهران و اصفهان، پانل پویا، اثرات نامتقارن قیمتی، کشش قیمتی و تولیدی گاز طبیعی

طبقه‌بندی موضوعی: Q24

1. Email: vida.varahrami@gmail.com

«نویسنده مسئول»

2. Email: h-ghanbari@sbu.ac.ir

3. Email: amini.pary66@gmail.com. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم پریا امینی است.

مقدمه

بخش انرژی دارای چالش‌هایی نظیر؛ افزایش بی‌رویه مصرف، کاهش سهم صادرات، عدم جایگزینی بین سوخت‌ها در جهت ملاحظات اقتصادی و زیست محیطی در زمینه مدیریت منابع انرژی و اعمال سیاست‌های قیمتی است که مطالعه تقاضا برای انرژی را طلب می‌کند. از جمله کارهای لازم در بخش مدیریت منابع انرژی برآورد تابع تقاضای انرژی در بخش‌های مختلف می‌باشد تا سیاست‌گذاری مناسبی در این بخش صورت گیرد. استفاده از گاز طبیعی به دلیل محتوای کربن کمتر، آلودگی کمتری را به دنبال دارد و به عنوان سوخت ارزان و پاک، از مهم‌ترین انواع حامل‌های انرژی در سال‌های اخیر به شمار می‌رود. همچنین برخورداری از این حامل انرژی دارای مزایای نسبی گوناگون از جمله قیمت پائین، آلاینده‌گی کم در محیط زیست و پائین بودن هزینه‌های فرآوری است. بنابراین یکی از گزینه‌ها برای تداوم روند توسعه و همزمان حفظ محیط زیست استفاده از گاز طبیعی و جایگزینی آن به جای سایر فرآورده‌های نفتی می‌باشد. اکثر کارشناسان انرژی براین باورند که بهره‌گیری بیشتر و گسترده‌تر از گاز طبیعی از ملزومات توسعه پایدار به حساب می‌آید و این حامل انرژی به عنوان سوخت برتر قرن بیست و یکم شناخته می‌شود. ذخایر عظیم گاز طبیعی در ایران، ارزان بودن آن نسبت به فرآورده ای نفتی، شبکه گسترده گازرسانی در کشور و مصرف بسیار بالای فرآورده‌های نفتی، انتخاب این سوخت را به عنوان سوخت جانشین از لحاظ اقتصادی توجیه‌پذیر می‌سازد.

از سوی دیگر، یکی از بخش‌های بسیار مهم هر اقتصادی بخش صنعت است و در اقتصاد کنونی جهان، بخش صنعت اصلی‌ترین رکن رشد و توسعه اقتصادی کشورها به شمار می‌آید. در اختیار قراردادن یک نهاده ارزان‌قیمت در بخش صنعت، باعث افزایش توان رقابتی و تولیدی می‌شود. اثر مثبت دیگر آن، این است که با جانشین کردن گاز طبیعی به جای دیگر سوخت‌ها از جمله نفت خام، فرصت بیشتر تبدیل نفت خام به فرآورده ای ارزشمند فراهم می‌شود. پس ضرورت این مطالعه از این منظر است که، با توجه به اینکه یکی از عمده‌ترین متقاضیان گاز طبیعی بخش صنعت است (حدود ۲۵٪ مصرف گاز طبیعی را به خود اختصاص داده است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۰). باید تابع تقاضای گاز طبیعی این بخش، خصوصاً در استان‌هایی که بیشترین میزان مصرف گاز را در بخش صنعت خود دارند، برآزش شده و آثار نامتقارن تغییرات افزایشی و کاهش قیمت بر میزان تقاضای گاز در بخش صنعت استان‌های مزبور بررسی شوند؛ تا امکان سیاست‌گذاری لازم در زمینه تعیین قیمت مناسب گاز در این استان‌ها میسر گردد.

به‌رغم اینکه مصرف گاز در بخش صنعت به دلیل پایین بودن قیمت نسبی آن و دیگر عوامل مؤثر بر تقاضا در طول سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۸ افزایش یافته، اما به دلیل افزایش نسبی قیمت گاز طبیعی نسبت به فرآورده‌های نفتی در انتهای سال ۱۳۸۹، انتظار آن است که یا سرعت افزایش مصرف گاز یا مقدار مصرف گاز کاهش یابد. بنابراین شناخت ساختار تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت و برنامه‌ریزی برای تأمین انرژی در این بخش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. سؤال اصلی در این مطالعه این است که آیا اثر افزایش قیمت گاز طبیعی بر تقاضای آن در استان‌های تهران و اصفهان با اثر کاهش قیمت گاز طبیعی بر تقاضای گاز در این استان‌ها برابر است؟

از این رو هدف از نوشتار این مقاله تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی ترکیبی در بخش صنعت در استان‌های تهران و اصفهان در طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ با استفاده از مدل پانل پویا می‌باشد، با توجه به اینکه دو استان مذکور، بیشترین حجم مصرف گاز طبیعی در کشور را دارند، در این مطالعه، به عنوان شاخصی از الگوی مصرف گاز طبیعی کشور بررسی می‌شوند. در ادامه و در بخش دوم پیشینه تحقیق، در بخش سوم مبانی نظری و در بخش چهارم معرفی داده‌ها، در بخش پنجم معرفی مدل، در بخش ششم نتایج تخمین مدل و در آخر نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۱- پیشینه تحقیق

در دهه‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای در داخل و خارج از ایران، درباره تقاضای انرژی، به ویژه گاز طبیعی، در بخش‌های مختلف اقتصادی نظیر خانگی، تجاری، صنعتی و کشاورزی انجام شده است که در ادامه به بیان آن‌ها می‌پردازیم.

۱-۱- مطالعات داخلی

ورهرامی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی وجود یا عدم وجود اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر میزان تقاضای آن در بخش خانگی و تخمین کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت درآمدی و قیمتی تقاضای گاز طبیعی در این بخش پرداختند. این مطالعه به تجزیه و تحلیل اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی برای دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ پرداخته است. نتایج به دست آمده از این پژوهش گویای این مطلب است که اثرات تغییرات قیمت گاز طبیعی بر میزان مصرف آن در بخش خانگی نامتقارن نمی‌باشد. در دوره مورد بررسی در این مقاله، کشش‌های

قیمتی بلندمدت و کوتاهمدت تقاضای گاز طبیعی ۰/۸۷- و ۰/۴۸- و کشش‌های درآمدی کوتاهمدت و بلندمدت تقاضای گاز طبیعی ۱/۰۳ و ۱۱/۴۴ برآورد گردیده است.

ورهرامی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل وجود یا عدم وجود اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی در قالب مدل کویک برای دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۹۱ پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از این پژوهش، با استفاده از تجزیه قیمت و استفاده از آزمون والد، گویای این مطلب است که نمی‌توان فرضیه مبنی بر اثرات نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش صنعتی را در دوره مورد بررسی قبول کرد. به عبارت دیگر، اثرات تغییرات قیمت گاز طبیعی بر میزان مصرف آن در بخش صنعتی در فاصله سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۹۱ متقارن می‌باشد. همچنین نتایج این پژوهش نشان داد که اثر تغییرات درآمدی بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعتی در این دوران نامتقارن است. در دوره مورد بررسی در این مقاله، کشش‌های قیمتی بلندمدت و کوتاهمدت تقاضای گاز طبیعی ۰/۵۶- و ۰/۳۳- و کشش‌های درآمدی کوتاهمدت و بلندمدت تقاضای گاز طبیعی ۱۶/۵۹ برآورد گردیده است.

شیرانی فخر و همکاران (۱۳۹۳) در تحقیقی به تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت ایران با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری پرداخته‌اند. مدل سری زمانی ساختاری دارای جزء غیرقابل مشاهده روند است که پس از تبدیل این مدل به صورت فضاحالت و با بکارگیری الگوریتم فیلتر کالمن از طریق روش حداکثر راستنمایی برای دوره زمانی ۱۳۶۰-۱۳۹۰ برآورد شده است. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که اولاً، ماهیت روند از نوع روند هموار است و ثانیاً، به صورت غیرخطی حرکت می‌کند. همچنین با توجه به تابع تقاضای برآورد شده، کشش قیمتی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاهمدت و بلندمدت به ترتیب برابر با ۰/۱۶- و ۰/۳۳- است. کشش تولیدی گاز طبیعی در کوتاهمدت ۲/۰۸ و در بلندمدت ۰/۹۹ می‌باشد که نشان می‌دهد در کوتاهمدت در بخش صنعت همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف گاز طبیعی مشاهده می‌شود. کشش متقاطع قیمتی برای برق نیز در کوتاهمدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۶۴ است، در نتیجه در بلندمدت امکان تغییر شیوه تولید و یا جایگزینی دستگاه‌ها زیاد است.

کریم آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۶) در مطالعه خود، تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور را برای سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۸۳ برآورد کرده‌اند. آن‌ها به تجزیه و تحلیل آثار بلندمدت و کوتاهمدت از طریق تحلیل‌های سری زمانی با استفاده از الگوی پویای خود

توضیح‌دهنده با وقفه‌های توزیعی و الگوی تصحیح خطا پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که با توجه به نتایج برآورد مدل در کوتاه‌مدت و بلندمدت و بی‌معنی بودن آماره t مربوط به ضریب متغیر قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعت، مصرف گاز طبیعی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تابعی از قیمت گاز طبیعی نیست و علت اصلی آن یارانه‌های پرداختی توسط دولت و پایین نگه داشتن قیمت گاز طبیعی است. بررسی کشش متقاطع تقاضای گاز طبیعی نسبت به قیمت واقعی برق و مؤثر نبودن قیمت برق به عنوان یک حامل انرژی در بخش صنعت بر مصرف گاز طبیعی حاکی از این است که در بلندمدت و کوتاه‌مدت، هیچ رابطه‌ای میان مصرف گاز طبیعی و قیمت واقعی برق وجود ندارد. معنادار بودن ضریب کشش درآمدی گاز طبیعی این واقعیت را می‌رساند که تغییرات تولید و ارزش افزوده بخش صنعت، تأثیر معناداری بر مصرف گاز طبیعی این بخش دارد. همچنین با توجه به کشش متقاطع تقاضای گاز طبیعی نسبت به قیمت فرآورده‌های نفتی، این نتیجه حاصل شد که گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی دو کالای مکمل هستند.

دلآوری و باغبان زاده (۱۳۸۶) در پژوهش خود با برآورد تابع تقاضای نفت در کشورهای عمده واردکننده نفت از ایران، شامل ژاپن، چین، هند و کره جنوبی، آزمون فرضیه عدم تقارن در توابع تقاضای نفت این کشورها را انجام داده‌اند. در این پژوهش به منظور تبیین رفتار کشورهای واردکننده نفت، دو الگوی متقارن و نامتقارن تقاضای نفت طراحی شده است. برای این منظور یک تابع خطی لگاریتمی با استفاده از داده‌های ۱۹۷۲-۲۰۰۵ تخمین زده شده است. مدل به کار رفته در این مطالعه از نوع پویا و با مشخصه تعدیل جزئی است که به نام مدل با وقفه کوچک شهرت دارد. در این بررسی برای برآورد الگوی نامتقارن، از روش تجزیه قیمت استفاده شده و در نهایت الگوهای متقارن و نامتقارن با یکدیگر مقایسه شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها در این مقاله حاکی از پذیرش فرضیه مذکور در خصوص سه کشور ژاپن، هند و چین می‌باشد. اما در مورد کره جنوبی اطلاعات آماری نتوانست فرضیه برابری ضرایب قیمت را که مؤید الگوی برگشت‌پذیری است، رد کند. بررسی کشش‌های قیمتی برآورد شده در این مطالعه حکایت از کشش‌ناپذیر بودن تقاضای نفت این کشورها دارد.

عسلی (۱۳۸۶) به بررسی نامتقارن بودن عکس‌العمل تقاضا برای نفت نسبت به تغییرات درآمد و قیمت نفت در کشورهای توسعه‌یافته و چین طی سال‌های ۱۹۷۰-۲۰۰۸ پرداخت. رویکرد استفاده شده در این پژوهش الگوهای استاندارد تقاضا بودند که با تجزیه سه جانبه قیمت نفت و درآمد متوسط سرانه در مناطق مورد مطالعه به الگوهای مناسب برای آزمون فرضیه‌های

تحقیق تبدیل شدند. طبق یافته‌های این تحقیق، هم در کشور چین و هم در کشورهای OECD عکس‌العمل تقاضا برای نفت هنگام افزایش قیمت‌ها بیشتر از کاهش قیمت‌ها و هنگام افزایش درآمدها بیشتر از کاهش درآمدها است. حساسیت تقاضا به تغییرات مثبت و منفی قیمت و درآمد در کشور چین و کشورهای OECD ضرورتاً یکسان نیست. سرعت تطبیق مجدد تقاضا برای نفت در مواجهه با تغییرات درآمد نسبت به تغییرات قیمت نفت در هر دو کشور چین و OECD بیشتر است. با استفاده از تشخیص صحیح مدل، ضرایب کشش‌های درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضا برای نفت در کشور چین به ترتیب ۰/۰۸۵ و منفی ۰/۵۵ و برای کشورهای OECD به ترتیب منفی ۰/۰۷۵ و منفی ۰/۲ به دست آمد.

بهبهانی فرد (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای انواع انرژی در بخش صنعت استان اصفهان با استفاده از مدل لاجیت پرداخت و کشش‌های جانشینی بین آن‌ها را تخمین زد. اطلاعات آماری به کار گرفته شده در این برآورد به صورت سری زمانی مربوط به دوره ۱۳۵۷-۱۳۷۳ می‌باشد. نتایج برازش نشان داد که کشش قیمتی کل انرژی ۰/۴۳- است که رقم خیلی بالایی نیست و نشان‌دهنده کم‌کشش بودن تقاضای انرژی نسبت به تغییرات قیمت است. همچنین نتایج کشش‌های قیمتی خودی گاز طبیعی ۰/۳۷-، فرآورده‌های نفتی ۰/۰۸-، زغال سنگ ۰/۷۱- و برق ۰/۳۵- بود که در بین آن‌ها زغال‌سنگ پرکشش‌ترین و فرآورده‌های نفتی با قیمت ارزان به فروش می‌رسید و تغییر قیمت آن‌ها تأثیر چندانی بر تقاضایشان نداشت. نتایج کشش‌های متقاطع قیمتی نیز نشان داد که ارتباط گاز طبیعی با سایر عوامل انرژی به صورت جانشینی می‌باشد ولی ارتباط سایر عوامل انرژی با یکدیگر از جمله زغال‌سنگ با فرآورده‌های نفتی و برق مکمل است.

۲-۱- مطالعات خارجی

ودود^۱ (۲۰۱۴) در تحقیق خود به بررسی اثرات نامتقارن درآمد و قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل هوایی کشور آمریکا با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS) طی سال‌های ۱۹۷۸-۲۰۱۳ پرداخت. وی متغیرهای درآمد و قیمت را به صورت سه مؤلفه‌ی زیر تجزیه کرد:

1. Wadud, 2014

$$V_t^{\max} = \max(V_0, \dots, V_t)$$

$$V_t^{\text{rec}} = \sum_{i=0}^t \max\{0, (V_{i-1}^{\max} - V_{i-1}) - (V_i^{\max} - V_i)\}$$

$$V_t^{\text{cut}} = \sum_{i=0}^t \min\{0, (V_{i-1}^{\max} - V_{i-1}) - (V_i^{\max} - V_i)\}$$

که در آن V_t^{\max} حداکثر مقدار قیمت یا درآمد (در شکل لگاریتمی) در زمان t ، V_t^{rec} به بهبود
تجمعی مقدار متغیر قیمت یا درآمد و V_t^{cut} به سری‌های تجمعی کاهش مقدار متغیر قیمت یا درآمد
اشاره دارد. نتایج تحقیق وی بیانگر آن بود که اثر کاهش درآمد و قیمت سوخت بر تقاضای حمل و
نقل هوایی آمریکا لزوماً معادل با اثر افزایش آن نیست و تقاضاکنندگان حمل و نقل هوایی نسبت
به افزایش قیمت سوخت بیشتر از کاهش قیمت آن حساسیت نشان می‌دهند.

برنستین و مادلنر^۱ (۲۰۱۱)، در مقاله خود به برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی خانگی دوازده
کشور انتخابی OECD با استفاده از داده‌های سری زمانی برای سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۸
پرداختند. در این مطالعه به طور متوسط، کشش بلندمدت تقاضای گاز طبیعی نسبت به درآمد
۰/۹۴، نسبت به قیمت ۰/۵۱- و نسبت به آب و هوا ۱/۳۵ به دست آمده است. پویایی
کوتاهمدت ارزیابی شده توسط برآورد مدل تصحیح خطا نشان می‌دهد که متوسط ضریب تعدیل
۰/۵۸- می‌باشد، و کشش درآمدی در کوتاهمدت ۰/۴۵، کشش قیمتی در کوتاه مدت ۰/۲۴- و
کشش آب و هوا در کوتاه مدت ۰/۷۲ است. از این رو، به طور متوسط، کشش‌های کوتاهمدت
تقریباً نصف کشش‌های بلندمدت خود می‌باشند.

هانتینگتون^۲ (۲۰۰۷)، مدل آماری خود توضیحی با توزیع‌های وقفه دار را برای تخمین
مصرف گاز طبیعی بخش صنعت آمریکا با استفاده از داده‌های تاریخی برای دوره زمانی ۱۹۵۸ تا
۲۰۰۳ به کار برد. این خصوصیات پویا به طور کلی نشان می‌دهد که مصرف گاز طبیعی صنعتی
در بلندمدت به ازای هر ۱۰ درصد کاهش در قیمت گاز طبیعی ۶/۷ درصد افزایش می‌یابد و به
ازای هر ۱۰ درصد افزایش در قیمت نفت سوخت تقطیرشده و بازده اقتصادی ساختاری، به
ترتیب ۳/۲ و ۹/۲ درصد افزایش می‌یابد.

آدیمی و هانت^۳ (۲۰۰۶) به بررسی تأثیر نامتقارن قیمت انرژی بر تقاضای انرژی پانزده
کشور OECD با استفاده از الگوی پانل دیتا طی دوره ۱۹۶۲-۲۰۰۳ پرداختند. پانزده کشور مورد
بررسی در این مطالعه شامل کشورهای استرالیا، بلژیک، کانادا، فرانسه، یونان، ایتالیا، ژاپن، هلند،

1. Bernstein & Madlner
2. Huntington
3. Adeyemi & Hunt

نروژ، پرتقال، اسپانیا، سوئد، سوئیس، انگلستان و آمریکا بود. کشش‌های قیمتی تقاضای برآزش شده در این تحقیق، فرض متقارن بودن کشش‌های تقاضای انرژی کشورهای صنعتی را با چالش روبرو ساخت. از این رو نتایج این مطالعه در کل نشان داد که در مدل‌سازی تقاضای انرژی بایستی اثرات نامتقارن قیمت را در مدل لحاظ کرد تا بتوان برآوردهای صحیحی از تابع تقاضای انرژی در کشورها به دست آورد آدیمی و هانت در کل نتیجه گرفتند که اثر افزایش قیمت انرژی بر مصرف آن در این کشورها با اثر کاهش قیمت انرژی معادل نمی‌باشد؛ به عبارت دیگر اثر تغییرات قیمت انرژی بر مصرف آن در پانزده کشور مورد مطالعه نامتقارن است.

گریفین و اسکالمن^۱ (۲۰۰۵) به صورت تجربی به بررسی مدل‌های تقاضای نفت و انرژی در شانزده کشور عضو OECD با استفاده از داده‌های پانلی و مدل اثرات ثابت برای دوره ۱۹۶۱-۱۹۹۹ پرداختند، که این کشورها از جمله، اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فنلاند، فرانسه، یونان، ایرلند، ایتالیا، ژاپن، هلند، نروژ، اسپانیا، سوئد، انگلستان، و ایالات متحده بودند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که اثرات تغییرات قیمت بر تقاضای انرژی در کشورهای OECD نامتقارن می‌باشد.

گتلی و هانتینگتون (۲۰۰۲) در تحقیقی با عنوان «اثرات نامتقارن تغییرات در قیمت و درآمد بر تقاضای انرژی و نفت» به بررسی وضعیت انرژی کشورهای OECD با استفاده از الگوهای استاندارد تقاضا، طی دوره ۱۹۷۱-۱۹۹۷ پرداختند. آن‌ها سه موضوع عمده اثرات نامتقارن افزایش‌ها و کاهش‌های قیمت نفت بر تقاضای آن، اثرات نامتقارن افزایش‌ها و کاهش‌های درآمد بر تقاضای نفت و سرعت متفاوت تعدیلات تقاضا نسبت به تغییرات در قیمت و درآمد را مورد بررسی قرار دادند. کشش‌های درآمدی بلندمدت تقاضای نفت و انرژی در این تحقیق برای کشورهای OECD که درآمدها به طور یکنواخت افزایش می‌یابد و کشورهای غیر OECD که رشد درآمد غیریکنواخت را تجربه می‌کنند به ترتیب مقادیر ۰/۵ یا ۰/۶، ۱ و ۰/۵ به دست آمد.

نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات ذکر شده در بالا از این منظر است که؛ در این پژوهش ابتدا به تجزیه قیمت گاز طبیعی برای بخش صنعت برای استان‌های تهران و اصفهان پرداخته، و سپس یک تابع تقاضای گاز طبیعی ترکیبی برای هر دو استان با روش پانل پویا برآورد خواهیم نمود و کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را برآزش خواهیم کرد، تا به حال چنین مطالعه‌ای و با این رویکرد برای استان‌های مزبور انجام نگرفته است. لذا نوآوری این مطالعه استفاده از روش‌های تجزیه قیمت و پانل پویا می‌باشد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- استخراج تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت

بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور نسبت به سایر بخش‌ها پیچیدگی فراوانی دارد؛ زیرا اولاً، گاز طبیعی در بخش صنعت یک کالای واسطه‌ای (نهاده) است؛ و ثانیاً، الگوی مصرفی و چگونگی تأثیرگذاری بر مصرف و کنترل مصرف و تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت با سایر بخش‌ها متفاوت است. در بخش صنعت، نهاده‌های تولید نظیر نیروی کار، سرمایه، مواد اولیه و حامل‌های انرژی در فرآیند تولید به کار گرفته می‌شوند. ترکیب و میزان استفاده از این نهاده‌ها به عوامل دیگری بستگی دارد که از مهم‌ترین آن‌ها تکنولوژی می‌باشد.

همان طور که ذکر شد انرژی در بخش صنعت یک کالای واسطه‌ای می‌باشد و کالای نهایی محسوب نمی‌شود، و از آنجا که تقاضا برای کالاهای واسطه‌ای از تقاضا برای کالاهای نهایی مشتق می‌شود، لذا تقاضا برای گاز طبیعی در بخش صنعتی یک تقاضای مشتق است به این معنی که مقدار معینی از یک حامل انرژی (مثلاً گاز طبیعی) معمولاً برای استفاده در تجهیزات سرمایه‌ای و یا وسایل نقلیه در حمل و نقل مورد تقاضا واقع می‌شود. لذا استفاده از الگوهای کمی در بررسی تقاضا برای انرژی در بخش صنعتی با پیچیدگی بیشتری نسبت به سایر کالاها مواجه است.

بنابراین تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی در بخش صنعت همانند بخش‌های دیگر تولیدی، به عنوان یک عامل تولید، بر اساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می‌شود. تابع تولید یک بنگاه در یک زمان مشخص به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, \dots, E_n, S) \quad (1)$$

در این رابطه M: مواد اولیه؛ L: نیروی کار؛ K: سرمایه؛ E_i : i امین نوع انرژی؛ و S: مجموعه‌ای از عوامل دیگر مانند تغییرات تکنولوژی یا متغیرهای آب و هوا است. یک بنگاه اقتصادی ترکیبی از نهاده‌ها را به نوعی انتخاب می‌کند که، برای یک مقدار تولید مشخص، حداقل هزینه را به همراه داشته باشد. بنابراین تابع تقاضا برای عوامل تولید با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه نسبت به مقدار تولید مشخص به دست می‌آید. بنابراین مطابق با مبانی اقتصاد خرد با حداقل نمودن تابع هزینه بنگاه نسبت به مقدار تولید مشخص، تابع تقاضا برای گاز طبیعی به عنوان یک نهاده تولید، به صورت زیر حاصل خواهد شد:

$$X_{ei} = X_{ei}(P_e, P_s, P_k, P_l, P_m, Q, S) \quad (2)$$

لذا تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت (X_{ei}) ، تابعی از قیمت واقعی گاز طبیعی (P_e) و قیمت واقعی سایر انرژی‌های جایگزین (P_s) ، قیمت نهاده‌های غیرانرژی (P_k, P_l, P_m) و ارزش افزوده بخش صنعت (Q) می‌باشد. همچنین امکان دارد عوامل دیگری مانند تغییرات تکنولوژی و یا متغیرهای آب و هوا (S) نیز وارد تابع شود.

در ادامه این بخش و بر اساس مطالعه باندارنایکه و مونساینگ^۱ (۱۹۸۳)، به دنبال مدل‌سازی و بیان نحوه استخراج تابع تقاضای گاز طبیعی به عنوان یک نهاده تولید در بخش صنعت هستیم.

فرض کنید یک بنگاه اقتصادی، گاز طبیعی، برق و دیگر عوامل تولید را مصرف کند، در این حال تابع تولید او به صورت زیر تعریف می‌باشد:

$$Q = Q(J, N) \quad (۳)$$

در اینجا Q : میزان تولید؛ N : مقدار انرژی مصرفی که شامل NG : انرژی گاز طبیعی و S_i ($i = 1, 2$): انرژی‌های جایگزین دیگر است؛ و J : سایر عوامل تولید می‌باشد. تابع هزینه بنگاه نیز به صورت زیر است:

$$C = P_j \cdot J + P_{s1} \cdot S_1 + P_{s2} \cdot S_2 + P_g \cdot NG \quad (۴)$$

برای به دست آوردن مقادیر بهینه، لازم است تابع هزینه در سطح معینی از تولید حداقل شود. لذا با استفاده از تابع لاگرانژ داریم:

$$L = P_g \cdot NG + P_{s1} \cdot S_1 + P_{s2} \cdot S_2 + P_j \cdot J + \mu(Q - Q_{(J, N(NG, S_1))}) \quad (۵)$$

که در اینجا P_g قیمت واقعی گاز طبیعی، P_{s_i} ($i = 1, 2$) قیمت واقعی انرژی‌های جایگزین گاز و P_j قیمت سایر نهاده‌های تولید و μ ضریب تابع لاگرانژ است. با به دست آوردن مقادیر J, S_2, S_1, NG از این روابط و برقراری وضعیت بهینه‌سازی بر اساس شرط مرتبه اول و مشتق‌گیری از تابع مورد نظر، تابع تقاضا برای انرژی گاز طبیعی به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\frac{P_g^{\gamma_3} P_j^{\gamma_4}}{P_{S_2}^{\gamma_2} NG} = K P_{S_1}^{\gamma_1} \quad (۶)$$

که در آن $V_i = P_j^{\gamma_i}$ است که V_i بیانگر ارزش افزوده بخش صنعت می‌باشد، و در نهایت تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} P_g^{\gamma_3} P_i^{\gamma_4} \\ P_{S_2}^{\gamma_2} NG = KP_{S_1}^{\gamma_1} \end{aligned} \quad (7)$$

در اینجا برای برآورد تابع (7) فرض می‌شود که خدمات گاز طبیعی به مقدار گاز مصرفی و مقدار عرضه آن بستگی دارد. ارتباط عرضه گاز طبیعی در هر بخش با مصرف گاز در آن بخش (به عنوان یک نهاده)، از طریق ارزش خدماتی که به وجود می‌آورد، مدنظر خواهد بود. هر متر مکعب عرضه گاز طبیعی در هر بخش به اندازه P_g ارزش دارد در صورتی که همان مقدار گاز طبیعی P_x قیمت بازاری دارد. اگر مقدار ارزش خدمات گاز طبیعی در قیمت آن ضرب شود، یعنی $P_g NG$ ، در این صورت کل ارزش خدمات آن، به دست می‌آید که در وضعیت بهینه باید با مقدار مصرف گاز طبیعی ضرب در قیمت واقعی آن، $P_x X_{ng}$ ، برابر باشد. یعنی:

$$P_g NG = P_x X_{ng} \quad (8)$$

با توجه به روابط (7) و (8) و برابر بودن مقدار NG با رابطه مذکور در (7) و جایگزینی مقدار P_x با P_g با توجه به آنچه گفته شد، و حل آن در رابطه (8)، $NG = X_{ng}$ می‌شود و با جایگذاری X_{ng} به جای NG در رابطه (7) خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} P_{S_2}^{\gamma_2} P_g^{\gamma_3} V_i^{\gamma_4} \\ X_{ng} = KP_{S_1}^{\gamma_1} \end{aligned} \quad (9)$$

رابطه (9) بر حسب X_{ng} به دست می‌آید، که با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه (9) می‌توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\ln X_{ng} = \ln K + \gamma_1 \ln P_{S_1} + \gamma_2 \ln P_{S_2} + \gamma_3 \ln P_g + \gamma_4 \ln P_i \quad (10)$$

که در آن:

X_{ng} : تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت؛

P_{S_1} : قیمت واقعی سایر انرژیها (مثلاً برق)؛

P_{S_2} : قیمت واقعی سایر انرژیها مثلاً فرآورده‌های نفتی؛

P_g : قیمت واقعی گاز طبیعی؛

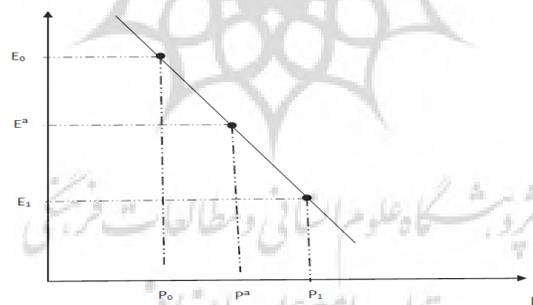
V_i : ارزش افزوده بخش صنعت است. در این مقاله از رابطه (10) به عنوان

مدلی برای تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت در استان‌های تهران و اصفهان استفاده شده است.

۲-۲- الگوی نامتقارن تقاضا

اقتصاددانان در متون مختلف اقتصادی، رابطه بین قیمت کالا و مقدار مورد تقاضا از یک کالا را یک رابطه کمی می‌دانند. اگر در نتیجه تغییرات یکسان (مثبت یا منفی) در قیمت کالا، مقدار تقاضا برای آن کالا به صورت مشابه تغییر نماید (تغییر یکسان تقاضا در نتیجه تغییرات یکسان در قیمت)، در این صورت رابطه بین قیمت و مقدار تقاضا رابطه‌ای متقارن است. تابع تقاضایی که بر مبنای این رابطه تعریف می‌شود، تابعی کاملاً W برگشت‌پذیر است. در غیر این صورت رابطه بین قیمت و مقدار تقاضا نامتقارن و تابع تقاضای این رابطه برگشت‌ناپذیر می‌باشد.

به عبارتی اگر چنانچه کاهش تقاضای یک کالا با افزایش قیمت آن در اثر کاهش قابل قیاس در قیمت الزاماً به میزان اول برنگردد، در این صورت گفته می‌شود رابطه بین مقدار تقاضا و قیمت نامتقارن است. در این صورت افزایش تقاضا در دوره‌های کاهش قیمت نمی‌تواند کاملاً کاهش اولیه آن را جبران کند. در نمودار (۱) این قضیه نشان داده شده است. افزایش قیمت از P_0 به P_1 موجب می‌گردد که مقدار تقاضا از E_0 به E_1 کاهش یابد؛ ولی در صورتی که P_a را مصرف‌کننده در نظر می‌داشت تعدیل تا E_a صورت می‌گرفت و لذا تعدیل در این حالت کمتر است. به طور کلی اگر مصرف‌کننده تصمیم مصرفی خود را بر اساس انتظارات قیمتی شکل دهد و انتظار داشته باشد که قیمت در آینده نزدیک افزایش می‌یابد، آنگاه تقاضای انرژی وی نسبت به رفتار قبلی مشاهده شده در خلال افزایش قیمت متقارن نخواهد بود.



نمودار (۱) - عدم تقارن تقاضای انرژی

۲-۳- تجزیه قیمت

بحث عدم تقارن و تکنیک تجزیه قیمت برای اولین بار توسط ولفرام^۱ در سال ۱۹۷۱ مطرح شد که برای تبیین اثرات تغییر قیمت بر عرضه محصولات کشاورزی، مورد استفاده قرار گرفت. او بیان کرد

1. Wolfram

که قیمت‌های افزایشی و ماکزیمم قیمت در یک دوره در مقابل کاهش‌های قیمت اثر بیشتری روی عرضه محصولات کشاورزی دارد. وی فرض کردند که واکنش به افزایش و کاهش قیمت‌ها، برابر یا کمتر از واکنش به ماکزیمم قیمت می‌باشد. استفاده از این تکنیک در ایران برای اولین بار توسط احمدیان در سال ۱۳۷۸ به منظور برآورد تقاضای نفت کشورهای OECD، انجام گرفت.

برای آزمون فرضیه‌های عدم تقارن اثرات قیمتی و درآمدی تابع تقاضا از روش تجزیه قیمت استفاده می‌شود، لذا در این روش لازم است ابتدا سری زمانی قیمت تجزیه شود. در این روش متوسط سالانه قیمت به سه سری زمانی تجمعی قیمت تجزیه می‌شود. ماکزیمم قیمت تاریخی $P_{max,t}$ نشان‌دهنده بالاترین قیمت در دوره مورد مطالعه است؛ سری تجمعی کاهش قیمت $cut.t$ $[[P]]$ نیز کاهش‌های قیمت در دوره مورد بررسی را تجمیع می‌کند و سری تجمعی بهبود قیمت $(P_{rec,t})$ که افزایش‌های کمتر از قیمت حداکثری را تجمیع می‌کند.

بنابراین این تقسیم‌بندی را با استفاده از روابط ریاضی می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$P_t = P_{max,t} + P_{rec,t} + P_{cut,t} \quad (11)$$

$$\max(p_0, \dots, P_t) = P_{max,t} \quad (12)$$

در این رابطه، P_{max} به معنی بزرگ‌ترین و بیشترین قیمت در یک دوره است که مقدار آن مثبت بوده و ممکن است در بلندمدت ثابت باشد. ماکزیمم قیمت تاریخی مثبت و غیرکاهشی است.

سری قیمت کاهشی عبارت است از:

$$P_{cut,t} = \sum_{i=0}^t \min\{0, (P_{max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{max,i} - P_i)\} \quad (13)$$

سری قیمت کاهشی همواره منفی و روند نزولی دارد. در واقع این رابطه تجمع کاهش‌های قیمت در یک دوره زمانی را نشان می‌دهد. برای محاسبه آن ابتدا اختلاف قیمت ماکزیمم (P_{max}) انرژی مورد نظر در هر سال و دوره قبل آن را به دست آورده و از اختلاف قیمت در هر سال (P) و دوره قبل آن، کم کرده و سپس حاصل آن با صفر مقایسه می‌شود و کمترین مقدار انتخاب می‌گردد. سپس با اعداد سال‌های قبل جمع می‌شود.

سری تجمعی قیمت بهبود یافته، یا افزایشی، به وسیله رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$P_{rec,t} = \sum_{i=0}^t \max\{0, (P_{max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{max,i} - P_i)\} \quad (14)$$

این قیمت همواره مثبت بوده و روند صعودی دارد. در محاسبه سری‌های تجمعی در اثر افزایش یا بهبود قیمت ($P_{rec,t}$) همانند سری‌های تجمعی کاهشی اختلاف قیمت ماکزیمم

(P_{max}) انرژی مورد نظر در هر سال و دوره قبل آن را به دست آورده و از اختلاف قیمت در هر سال (P) و دوره قبل آن، کم و با صفر مقایسه می‌شود. اما در این حالت بیشترین مقدار انتخاب شده و با اعداد سال‌های قبل جمع می‌شود.

در این مقاله برای برآزش مدل، از داده‌های آماری سالانه مربوط به سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۲ برای دو استان تهران و اصفهان، استفاده شده است. بر اساس بررسی‌های انجام گرفته، در فاصله سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۲، مصرف گاز طبیعی در استان تهران یک روند صعودی داشته، به طوری که کمترین میزان مصرف گاز طبیعی بخش صنعت در آن، مربوط به سال ۱۳۸۰ و معادل ۱۰۱۹ میلیون متر مکعب بوده و بیشترین میزان مصرف آن مربوط به سال ۱۳۹۲ است که به ۹۴۵۷ میلیون متر مکعب افزایش یافته است.^۱ مصرف گاز طبیعی در استان اصفهان طی این دوره زمانی، یک روند نوسانی دارد، و در سال ۱۳۸۰ کمترین مقدار را داشته که معادل ۸۱ میلیون متر مکعب بوده است؛ و در سال ۱۳۹۲ به دلیل سرمای زیاد در استان، بیشترین میزان رشد خود، یعنی ۶۰٪ را داشته و معادل ۴۴۹۶ میلیون متر مکعب می‌باشد.^۲ لذا میزان مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت در استان تهران نسبت به اصفهان بیشتر بوده که یکی از دلایل آن جمعیت بیشتر مشترکین در استان تهران می‌باشد. در این دوره زمانی ارزش افزوده بخش صنعت در هر دو استان منتخب طبق آمار موجود یک روند صعودی داشته و بر اساس آخرین آمار موجود در سالنامه آماری استان تهران، در سال ۱۳۹۱ سهم ارزش افزوده فعالیت‌های اقتصادی مربوط به بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی (به قیمت بازار) ۹/۱ درصد بوده است و همچنین طبق آخرین آمار موجود در سالنامه آماری استان اصفهان، در سال ۱۳۹۰ بیشترین سهم ارزش افزوده در بین فعالیت‌های اقتصادی مربوط به بخش صنعت و معادل (۳۴ درصد) بوده است. از سوی دیگر متوسط کل درآمد و هزینه‌های خالص یک خانوار شهری در دو استان مورد نظر در دوره مورد بررسی به دلایل افزایش جمعیت و تورم، روند صعودی داشته است.

۳- معرفی داده‌ها

در این مقاله برای برآزش مدل، از داده‌های آماری سالانه مربوط به سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۹۲ استفاده شده است. این داده‌ها مربوط به متغیرهای مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت در دو

۱. درگاه ملی آمار - سالنامه آماری استان تهران.

۲. درگاه ملی آمار - سالنامه آماری استان اصفهان.

استان تهران و اصفهان (E)، ارزش افزوده واقعی بخش صنعت (ارزش افزوده اسمی بخش صنعت تقسیم بر شاخص قیمت تولیدکننده) در دو استان (y) و قیمت‌های واقعی گاز طبیعی دو استان (قیمت اسمی تقسیم بر شاخص قیمت تولیدکننده که در این مطالعه به قیمت‌های P_{cut} , P_{rec} , P_{max} تجزیه شده است)، می‌باشد. داده‌های مربوط به متغیرهای فوق از ترازنامه انرژی و آمارنامه استانی در سال‌های مختلف استخراج شده است.^۱

۴- معرفی مدل

در این پژوهش، مدل تقاضای گاز، یک مدل لگاریتمی است. علل برتری مدل لگاریتمی به سایر مدل‌ها را می‌توان موارد زیر دانست: ۱- ضرایب نشان‌دهنده کشش‌های تقاضا هستند. ۲- مدل لگاریتمی ناهمسانی واریانس‌ها را کاهش داده و به کاهش مقادیر خطای واریانس می‌انجامد. ۳- در اکثر مطالعات انجام‌شده در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته، استفاده از مدل لگاریتمی پایه و اساس تخمین‌ها را تشکیل می‌دهد. با توجه به فرم لگاریتمی تابع، ضرایب بیانگر کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا می‌باشد. از آنجا که مدل‌های رگرسیونی پویا با داده‌های پانلی دارای کاربرد بسیاری در مطالعات اقتصادی هستند و خصوصیت بارز این مدل‌ها وجود متغیرهای وابسته تأخیری به عنوان متغیر توضیحی است، همچنین یک مسئله اساسی در مدل‌سازی مشاهدات پانلی تغییرپذیری بین واحدهای آزمایشی است که به علت پیچیدگی محاسبات در استفاده از روش‌های متداول برآوردیابی، اغلب این اثرات ثابت در نظر گرفته می‌شوند و حاوی اطلاعات بیشتر، تنوع گسترده‌تر و همخطی واریانس کمتر میان متغیرها بوده و در نتیجه کاراتر می‌باشند. لذا برای تخمین مدل در این مطالعه از روش پانل پویا GMM^۲ که توسط آرلانو و باند^۳ (۱۹۹۱) معرفی شده، استفاده می‌شود که به خاطر تحلیل پویایی که در این برآورد صورت می‌گیرد، برتری محسوسی به روش تخمین پانل معمولی دارد. از آنجایی که در الگوی پانل پویا GMM، وقفه متغیر وابسته با جمله اخلاص همبستگی دارد، همانند آرلوندو و باند از وقفه دوم متغیر وابسته و وقفه‌های سایر متغیرها (در قالب یک فرم بازگشتی) به عنوان ابزاری برای وقفه متغیر وابسته مبتنی

۱. متغیر قیمت برق و گازوئیل نیز به عنوان جایگزین‌های گاز طبیعی در بخش صنعت وارد مدل شد که ورود متغیرها به مدل، منجر به بی‌معنا بودن کل برازش مدل گردید. متغیر دامی مربوط به سال‌های هدفمندی یارانه‌ها نیز وارد مدل شد که به علت بی‌معنا بودن حذف گردید.

2. Generalized Moment Method

3. Arellano & Bond

بر روش GMM استفاده می‌گردد. سازگاری تخمین‌زننده GMM به معنبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرانو و باند (۱۹۹۱)، آرنو و بورو^۱ (۱۹۹۵) و بلوندل و باند^۲ (۱۹۹۸) آزمون شود. بنابراین برای برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی ترکیبی صنعتی در استان‌های تهران و اصفهان با رویکرد تجزیه قیمت و روش پانل پویا، ابتدا ما سری‌های قیمت را از هم تفکیک می‌کنیم. در این تحقیق از تفکیک سری‌های قیمتی به سه قسمت حداکثر قیمت، تغییرات مثبت تجمعی قیمت و تغییرات منفی تجمعی قیمت که توسط گیتلی^۳ (۱۹۹۲) ارائه شده است، استفاده خواهیم کرد:

$$P_{\max} t = \max(p_0, \dots, P_t)$$

$$P_{rec,t} = \sum_{i=0}^t \max\{0, (P_{\max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{\max,i} - P_i)\}$$

$$P_{cut,t} = \sum_{i=0}^t \min\{0, (P_{\max,i-1} - P_{i-1}) - (P_{\max,i} - P_i)\}$$

که در آن، P_{\max} و P_{cut} و P_{rec} به ترتیب بیانگر افزایش تجمعی در (لگاریتم) حداکثر قیمت‌های گاز طبیعی در دوره پژوهش، کاهش تجمعی (لگاریتم) قیمت گاز طبیعی در دوره پژوهش و افزایش تجمعی قیمت گاز طبیعی زیر حداکثر قیمت (لگاریتم) می‌باشند. سپس یک مدل متقارن پویای کلی برای تقاضای گاز طبیعی در نظر می‌گیریم که در آن لگاریتم میزان مصرف گاز طبیعی (Et) با متغیر توضیحی تولید ناخالص داخلی (که در این مطالعه درآمد سرانه در نظر می‌گیریم) (y_t)، وقفه لگاریتم میزان مصرف گاز طبیعی و قیمت گاز طبیعی تجزیه شده به P_{\max_t} ، P_{rec_t} و P_{cut_t} را به صورت زیر ارائه می‌کنیم:

$$Et = f[y_t, et-1, P_{\max_t}, P_{rec_t}, P_{cut_t}] \quad (15)$$

علت اینکه وقفه متغیر وابسته را به عنوان یک متغیر توضیحی در نظر می‌گیریم، از این منظر است که به دنبال تخمین یک مدل پویا هستیم و می‌خواهیم به طور همزمان کشش‌های قیمتی و تولیدی کوتاه‌مدت و بلندمدت را استخراج نماییم.

لذا رابطه زیر را داریم:

$$Eit = \alpha_0 + \beta_{(y_{it}) + \lambda E_{it-1}} + \gamma m_{P_{\max_t}} + \chi_{P_{cut_t}} + \mathcal{N}_{P_{rec_t}} + U_{it} \quad (16)$$

1. Arrow and Debreu
2. Blundell and Bond
3. Gately

رابطه (۱۶) را با استفاده از روش پانل پویا برای استخراج تابع تقاضای گاز طبیعی ترکیبی استان‌های اصفهان و تهران برازش می‌کنیم (همان طور که در ابتدای بحث ذکر گردید چون وقفه متغیر وابسته در سمت راست رابطه وجود دارد، لذا باید از روش پانل پویا استفاده شود) همچنین طی انجام مراحل تخمین از آزمون‌های اف لیمر^۱ و آزمون هاسمن^۲ نیز برای بررسی وجود اثرات ثابت یا تصادفی در مدل استفاده خواهیم نمود. بعد از تخمین رابطه (۱۶)، ضرایب γ , γ_c , γ_m به ترتیب بیانگر کشش‌های قیمتی ماکزیمم، کاهش جمعی و افزایش جمعی تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت، β بیانگر کشش درآمدی تقاضای گاز طبیعی در کوتاه‌مدت و $\frac{\gamma}{1-\lambda}$, $\frac{\gamma_c}{1-\lambda}$, $\frac{\gamma_m}{1-\lambda}$ کشش‌های قیمتی تقاضای بلندمدت و $\frac{\beta}{1-\lambda}$ کشش درآمدی تقاضای گاز در بلندمدت است. در انتها برای بررسی وجود یا عدم وجود اثرات متقارن تغییر قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن از آزمون والد^۳ استفاده می‌نماییم.

۵- نتایج تخمین مدل

در این قسمت با توجه به رابطه (۱۶) و استفاده از داده‌های استان تهران و استان اصفهان، به برآورد مدل پانل پویا پرداخته خواهد شد. مدل با نرم افزار Eviews 6 برآورد شده است. گام اول در برآورد مدل، تعیین پانل یا غیرپانل بودن مدل است. به این منظور از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون F لیمر بیانگر برابر بودن تمام عرض از مبدأها است و فرضیه مقابل بیانگر این است که حداقل یکی از عرض از مبدأها متفاوت است که استفاده با داده‌های پانلی را موجه می‌سازد. بر اساس نتایج آزمون F لیمر، فرضیه صفر مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد که مؤید استفاده از داده‌های پانلی می‌باشد. نتایج مربوط به آزمون F لیمر در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): نتایج مربوط به آزمون F لیمر

| مقدار بحرانی آماره F در سطح ۹۵٪ | مقدار آماره F | سطح احتمال |
|---------------------------------|---------------|------------|
| ۴/۴۲۱۶۱۲ | ۲۳/۸۵۳۱۴۶ | ۰/۰۰۰۲ |

در گام بعدی پس از تأیید مدل با داده‌های پانلی، باید با استفاده از آزمون هاسمن به بررسی روش برآورد (اثرات ثابت^۴، اثرات تصادفی^۵) پرداخت. فرضیه صفر آزمون هاسمن

1. F-test Limer
2. Hausman test
3. wald test
4. fixed effect
5. random effect

برقراری مدل اثرات تصادفی و فرضیه مقابل، مدل اثرات ثابت است. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۲) آورده شده است.

جدول (۲): نتایج مربوط به آزمون هاسمن

| مقدار آماره | احتمال آماره |
|-------------|--------------|
| ۱/۳۲۵۵۰۰ | ۰/۳۴۱۲ |

همان طور که از جدول (۲) مشخص است، در نتیجه فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر وجود اثرات تصادفی در مدل رد نشده و مدل دارای اثرات تصادفی است. از آنجا که مدل مورد بررسی ما در این مطالعه استفاده از روش پانل پویا می‌باشد، لذا بنا بر نظر آرنالو و باند برای تخمین مدل پویا از روش GMM استفاده می‌کنیم که نتایج برآورد مدل پانل پویا در جدول (۳) ذکر گردیده است.

جدول (۳): نتایج مربوط به برآورد مدل پویا با استفاده از رویکرد GMM

| متغیرها | GMM |
|------------------|--------------------------|
| Intercept | -13.462517 (-2.85283) |
| lpmax | 2.263412 (0.175869) |
| lprec | -1.315202 (-2.842778) |
| lpcut | -0.823415 (-3.342958) |
| ly | 1.774257 (2.175164) |
| LE(-1) | 0.562539 (3.852414) |
| J-statistic | 3.915621 |
| Sargan statistic | 0.07352 |
| R ² | 0.752428 |

آماره داخل پرانتز، t است.

برای آزمون اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل GMM از آزمون سارگان^۱ استفاده می‌شود. فرضیه صفر آماره سارگان^۲ که با استفاده از آماره J و رتبه متغیرهای ابزاری^۳ به دست می‌آید، نشان‌دهنده عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال است که دلالت بر معتبر بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل را دارد. همان گونه که ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج

1. sargan test
2. sargan statistic
3. j-statistic & instrument rank

به دست آمده از مدل، فرضیه صفر، مبنی بر عدم همبسته بودن متغیرهای ابزاری با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد، و بنابراین اعتبار متغیرهای ابزاری در هر سه مدل تأیید شده و مدل‌ها نیازی به متغیرهای ابزاری بیشتر ندارند.

نتیجه برآورد این مدل حاکی از این است که ضرایب برآورد شده دارای علامت مورد انتظار، و از لحاظ آماری معنادار هستند. مقایسه اندازه نسبی ضرایب انواع قیمت نشان می‌دهد که قدر مطلق ضریب P_{cut} کمتر از قدرمطلق ضرایب افزایش در قیمت (P_{rec}) و قیمت ماکزیمم (P_{max}) می‌باشد. بنابراین ارتباط بین ضرایب به صورت زیر می‌باشد:

$$\beta_m > \beta_r > \beta_c$$

به طوری که افزایش یک درصد در قیمت ماکزیمم $2/26$ درصد تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت استان‌های منتخب را تغییر می‌دهد اما یک درصد افزایش در، افزایش در قیمت و کاهش در قیمت، به ترتیب، تنها $1/31$ و $0/82$ درصد مصرف گاز طبیعی استان‌های مذکور را کاهش می‌دهد. لذا مقایسه اندازه نسبی ضرایب تغییرات قیمت نشان می‌دهد که واکنش به افزایش ماکزیمم قیمت تاریخی بزرگ‌تر از واکنش به افزایش و کاهش قیمت‌ها بوده است. همان طور که در قسمت مبانی نظری مدل بیان شد کشش‌های بلندمدت از تقسیم کشش‌های کوتاه‌مدت بر ضریب $1 - \lambda$ (یک منهای ضریب $(1 - \lambda)$) به دست می‌آید. خلاصه نتایج برآورد مدل به همراه کشش‌های بلندمدت آن‌ها در جدول (۴) ارائه گردیده است.

جدول (۴): نتایج تخمین مدل

| دوربین | R^2 | تقاضا باوقفه | کشش بلندمدت تولیدی | کشش کوتاه‌مدت تولیدی | کشش‌های بلندمدت قیمتی | | | کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی | | | نوع معادله |
|--------|-------|--------------|--------------------|----------------------|-----------------------|---------|---------|-------------------------|---------|---------|------------|
| | | | | | P_m | P_r | P_c | P_m | P_r | P_c | |
| ۱/۹۴ | ۰/۷۵ | ۰/۵۶ | ۴/۰۲ | ۱/۷۷ | $5/13$ | $-2/97$ | $-1/83$ | $2/26$ | $-1/31$ | $-0/82$ | نامتقارن |

همان طور که انتظار می‌رود قدرمطلق کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت کوچک‌تر از بلندمدت است، زیرا افزایش یکباره قیمت گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاه‌مدت به خاطر ویژگی این نوع انرژی، تأثیر زیادی در میزان مصرف و تقاضای آن نخواهد داشت. ولی در بلندمدت حساسیت تقاضای گاز ترکیبی نسبت به قیمت آن (کشش قیمتی بلندمدت) بیشتر خواهد بود، به طوری که به عنوان مثال با افزایش یک درصد در قیمت ماکزیمم گاز طبیعی، مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت در استان‌های تهران و اصفهان $5/13$ درصد در بلندمدت و تنها $2/26$ درصد در کوتاه‌مدت تغییر می‌یابد.

کشش تولیدی کوتاهمدت تقاضای ترکیبی گاز طبیعی بخش صنعت در استان‌های منتخب ۱/۷۷ می‌باشد، یعنی اگر در این دو استان، ارزش افزوده بخش صنعت، یک درصد افزایش یابد، تقاضای گاز طبیعی بخش صنعت ۱/۷۷ درصد افزایش خواهد یافت. در بلندمدت مقدار آن ۴/۰۲ است که نسبت به کوتاهمدت، مقدار بیشتری دارد. معنادار بودن ضریب کشش تولیدی گاز طبیعی این واقعیت را می‌سازد که تغییرات تولید و ارزش افزوده بخش صنعت، تأثیر معناداری بر مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت دارد. در واقع در بخش صنعت این دو استان همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف انرژی مشاهده می‌شود و علت اصلی آن هم زیاد بودن شدت انرژی در دو استان نسبت به استانداردهای بین‌المللی است.

مطابق معیار R^2 ، قدرت توضیح‌دهندگی مدل نسبتاً بالا بوده و معادل ۰/۷۵ است، همچنین دوربین واتسون ۱/۹۴ بوده و چون تقریباً نزدیک به ۲ می‌باشد، بیانگر این است که مدل فاقد خود همبستگی می‌باشد، ضریب مصرف تأخیری معنادار و دارای مقدار قابل توجهی می‌باشد. این ضریب ۰/۵۶ تخمین زده شده است. در مدل پرازش شده تقاضای دوره گذشته تأثیر معناداری روی تقاضای دوره جاری گاز طبیعی در بخش صنعت دارد. در انتها برای بررسی فرضیه برابری ضرایب قیمت‌های حداکثری با سری قیمت‌های دیگر از آزمون والد استفاده می‌کنیم.

جدول (۵): آزمون والد

| برابری ضرایب | F آماره | p- Value |
|---|---------|----------|
| $\beta p \max = \beta p \text{prec} = \beta p \text{cut}$ | ۲/۰۱ | ۰/۰۰۰۰ |

با توجه به آزمون والد، آزمون برابری ضرایب قیمت‌ها رد می‌شود و در نتیجه می‌توان گفت اثرات تغییرات قیمت بر تقاضای گاز طبیعی ترکیبی استان‌های تهران و اصفهان در بخش صنعت در دوره مورد بررسی در این مطالعه نامتقارن می‌باشد.

نتیجه‌گیری

از آنجا که نظریه‌های موجود درباره روش تجزیه قیمت برای بررسی الگوی نامتقارن تقاضا به کار گرفته می‌شود. در این تحقیق به منظور انجام آزمون فرضیه مورد نظر مبنی بر نامتقارن بودن تقاضای گاز طبیعی در دو استان منتخب در بخش صنعت، روش تجزیه قیمت گاز طبیعی به منظور انتخاب مناسب‌ترین تصریح جهت تبیین رفتار تقاضای گاز طبیعی دو استان منتخب در بخش صنعتی استفاده شد. نتایج حاصله نشانگر وجود تأثیرات نامتقارن افزایش و کاهش قیمت واقعی گاز طبیعی در بخش صنعت بر تقاضای آن در دو استان مورد بررسی است. آزمون والد

پیرامون آثار ضرایب قیمت تجزیه شده برای هر دو استان تهران و اصفهان به ما امکان داد تا فرضیه برابر بودن ضرایب قیمت را رد کنیم. بنابراین وجود این عدم تقارن و نادیده گرفتن آن، نه فقط تخمین کشش قیمتی تقاضا، بلکه تخمین ضرایب سایر متغیرها را نیز دچار تورش خواهد کرد. لذا برای این دو استان تصریح ترجیح داده شده تقاضای گاز طبیعی شامل واکنش نامتقارن تقاضا به تغییرات قیمت می‌باشد. بر پایه آنچه گفته شد، آزمون فرضیه مذکور در خصوص دو استان تهران و اصفهان پذیرفته می‌شود به این معنی که تأثیر کاهش تقاضا با افزایش قیمت الزاماً در اثر کاهش قابل قیاس در قیمت، به میزان اول بر نمی‌گردد.

محاسبه کشش‌های انواع قیمت تجزیه شده اعم از کاهشی، حداکثر قیمت و قیمت افزایشی نشان داده که کشش قیمت کاهشی $-۰/۸۲$ ، کشش حداکثر قیمت $۲/۲۶$ و کشش قیمت افزایشی $۱/۳۱$ - تخمین زده شده است، مشاهده می‌کنیم که حساسیت تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت برای استان‌های مذکور نسبت به قیمت حداکثر قیمت و افزایشی، زیاد بوده و نسبت به قیمت کاهشی کمتر می‌باشد. از سوی دیگر نتایج حاکی از آن است که عکس‌العمل تقاضا برای گاز طبیعی در بخش صنعت در استان‌های مورد نظر، هنگام افزایش قیمت‌ها بیشتر از هنگام کاهش قیمت‌ها است. این مسئله بیانگر این است که تقاضای ترکیبی گاز طبیعی در بخش صنعت استان‌های تهران و اصفهان، دارای نوسان‌های قیمت بوده و با توجه به آزمون والد، آزمون برابری ضرایب قیمت‌ها رد می‌شود و در نتیجه می‌توان گفت اثرات تغییرات قیمت بر تقاضای گاز طبیعی ترکیبی استان‌های تهران و اصفهان در بخش صنعت در دوره مورد بررسی در این مطالعه، نامتقارن می‌باشد.

در این مطالعه، ضریب ارزش افزوده گاز طبیعی در بخش صنعت بیانگر کشش تولیدی بوده که در کوتاه‌مدت $۱/۷۷$ و در بلندمدت مقدار آن $۴/۰۲$ است که نسبت به کوتاه مدت، مقدار بیشتری دارد. لذا می‌توان بیان کرد که تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به تولید با کشش بوده و تغییرات تولید تأثیر زیادی بر میزان تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت خواهد داشت. اندازه این ضریب بیانگر این مطلب است که در دو استان تهران و اصفهان افزایش مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت تابعی از افزایش تولید است. در واقع در بخش صنعت این دو استان همگام با افزایش تولید، با شدت بیشتری مصرف انرژی مشاهده می‌شود و علت اصلی آن هم زیاد بودن شدت انرژی در دو استان نسبت به استانداردهای بین‌المللی است

کشش تولیدی تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت بسیار زیاد است. در واقع این ضریب، نشان‌دهنده شدت انرژی زیاد در بخش صنعت در دو استان مورد مطالعه و عدم بهره‌وری در صنایع آن دو استان است. برای متحول کردن الگوی مصرف انرژی در صنایع باید تحولات ساختاری و تکنولوژیکی صورت گیرد و پیشنهاد می‌شود در جهت توسعه بهره‌وری صنایع گام برداشته شود. البته هر چند افزایش بهره‌وری نمی‌تواند اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی را به صورت کامل رفع کند ولی افزایش نرخ رشد ارزش افزوده می‌تواند تا حدودی از آثار نامطلوب افزایش قیمت حامل‌های انرژی جلوگیری نماید. در این راستا، از رده خارج ساختن ماشین‌آلات و تجهیزات فرسوده، وادار کردن صنایع تولیدکننده ماشین‌آلات و تجهیزات صنعتی به تولید ماشین‌آلات و تجهیزات کم مصرف و مطابق با استانداردهای مناسب از نظر مصرف سوخت، بالا بردن درجه رقابت در صنایع سازنده ماشین‌آلات صنعتی از طریق آزادسازی واردات این ماشین‌آلات در یک برنامه زمان‌بندی شده و کاهش تدریجی تعرفه‌های گمرکی واردات، این ماشین‌آلات می‌توانند در اصلاح الگوی مصرف گاز طبیعی در بخش صنعت و کنترل نرخ رشد مصرف آن‌ها در این بخش گره‌گشا باشد.

همچنین مشاهده می‌کنیم که حساسیت تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت برای استان‌های مذکور نسبت به قیمت حداکثر قیمت و افزایشی، زیاد بوده و نسبت به قیمت کاهشی کمتر می‌باشد. لذا پیشنهاد می‌شود سیاست‌های غیرقیمتی نظیر هدایت بخش تولید از طریق معافیت استهلاک مالیاتی و تأمین منابع از طریق نظام بانکی برای صنایع مورد توجه قرار گیرد.

منابع

الف- فارسی

- ۱- آذربایجانی، کریم؛ شریفی، علیمراد؛ شجاعی، عبدالناصر؛ «تخمین تابع تقاضای گاز طبیعی در بخش صنعت کشور»، مجله توسعه و سرمایه، ۱۳۸۶، شماره ۱.
- ۲- امینی هرنیدی، محمد هادی و همکاران، «بررسی طرف‌های عرضه و تقاضای گاز طبیعی ایران و ارائه تابع تقاضا»، ششمین همایش ملی انرژی، ۱۳۸۶.
- ۳- بزازان، فاطمه؛ شیرین بخش ماسوله، شمس اله؛ حسین نژاد، آمنه؛ «برآورد تقاضای حامل‌های انرژی برای خانوارهای شهری و روستایی کشور: رویکرد تابع تقاضای ایده‌آل»، اولین همایش سراسری محیط زیست، انرژی و پدافند زیستی، ۱۳۹۲.

- ۴- بهبانی فرد، پروین؛ «بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای انواع انرژی در بخش صنعت استان اصفهان و تخمین کشش‌های جانشینی بین آن‌ها»، نهمین کنفرانس سراسری شبکه‌های توزیع نیروی برق، ۱۳۸۳.
- ۵- ترازنامه انرژی کشور در سال‌های مختلف، بانک مرکزی، وزارت نیرو (سال‌های مختلف)، معاونت انرژی، دفتر برنامه‌ریزی انرژی، سالنامه آماری استان‌ها، سایت ویکی پدیا - دانشنامه آزاد، مجله علوم آماری.
- ۶- جلایی، سیدعبدالمجید و همکاران؛ «برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استان»، فصلنامه اقتصاد انرژی ایران، ۱۳۹۲، شماره ۲.
- ۷- حسین پور، علی؛ «بررسی افزایش مصرف گاز طبیعی در سبد انرژی کشور چالش‌ها و راهکارها»، شرکت انتقال گاز ایران - منطقه ده عملیات انتقال گاز، هفتمین همایش ملی انرژی ۲۰۱ دی ماه ۱۳۸۸.
- ۸- دلاوری، مجید؛ باغبان زاده، فرشته؛ «ارزیابی الگوهای متقارن و نامتقارن تقاضای نفت کشورهای عمده وارد کننده نفت از ایران»، مجله مطالعات انرژی، ۱۳۸۶، شماره ۱۴.
- ۹- سوری، امیررضا؛ صبوری دیلمی، محمد حسن؛ عطاران، جواد؛ تحلیل رابطه تقاضای نفت خام و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۱۳۹۰، شماره ۵.
- ۱۰- شیرانی فخر، زهره؛ خوش اخلاق، رحمان؛ شریفی، علیمراد؛ برآورد تابع تقاضای گاز طبیعی و برق صنعت سیمان کشور با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری، سومین کنفرانس و نمایشگاه بین‌المللی صنعت سیمان، انرژی و محیط زیست، ۱۳۹۳.
- ۱۱- طیبی، سید کمیل؛ حاجی کرمی، مرضیه؛ سریری، هما؛ «تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، ۱۳۹۰، شماره ۵۲.
- ۱۲- فلاحی، فیروز؛ هاشمی دیزج، عبدالرحیم؛ «رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ»، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۱۳۸۹، شماره ۷.
- ۱۳- کمیجانی، اکبر؛ ابراهیمی، سجاد؛ اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه با لحاظ سطح توسعه مالی، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، ۱۳۹۲، شماره ۲.
- ۱۴- لایق گیگلو، جابر؛ «بررسی تأثیر نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش‌های خانگی و صنعتی»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ۱۳۹۳.
- ۱۵- نوفرستی، محمد؛ مبنای اقتصاد خرد با نگرشی به اقتصاد ایران، تهران، انتشارات درس، ۱۳۹۰.
- ۱۶- وهرامی، ویدا؛ مشرفی، رسام؛ لایق گیگلو، جابر؛ «بررسی آثار نامتقارن قیمت گاز طبیعی بر مصرف آن در بخش خانگی»، فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۱۳۹۴، شماره ۱۹ و ۲۰.

۱۷- _____ ؛ «ارزیابی تقارن یا عدم تقارن واکنش مصرف گاز

طبیعی به تغییرات قیمت و درآمد در بخش صنعت ایران»، فصلنامه مطالعات اقتصادی

کاربردی ایران، ۱۳۹۴، شماره ۱۶.

ب- لاتین

- 18- Adeyemi, O., Hunt, L.C; 2006, *Modeling OECD industrial energy demand: Asymmetric price responses and energy-saving technical change*, Surrey Energy Economics Centre.
- 19- Gately and Hillard G. Huntington; 2002, "The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand", *Energy Journal*, No. 23(1).
- 20- Griffin, J.M., Schulman C.T; 2005, "Price asymmetry in energy demand models: A proxy for energy-saving technical change?", *Energy Journal*, No. 26(2).
- 21- Huntington, Hillard G; 2007; "Industrial Natural Gas Consumption in the United States: An Empirical Model for Evaluating Future Trends", *Energy Economics*, No. 29.
- 22- Ronald Bernstein and Reinhard Madlener; 2011, "Residential Natural Gas Demand Elasticities in OECD Countries: An ARDL Bounds Testing Approach", FCN Working Paper, No. 15/2011.SSRN Website.
- 23- Wadud, Zia; 2014, "The asymmetric effects of income and fuel price on air transport demand", *Transportation Research Part A*, No. 65.