فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی/ سال دهم / شماره‌ی ۳۹/ زمستان ۱۳۹۲/ صفحات ۷۵-۵۱

تحلیل اقتصادسنجی تقاضای نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای- مقایسه رهیافت هم‌انباشتگی و STSM

حمید آماده

استادیار دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی amadeh@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۴/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۶/۲۵

چکیده

یارانه‌ای بودن قیمت حامل‌های انرژی در کشور شده است تا مصرف این منابع در سال‌های گذشته به‌ویژه در بخش حمل و نقل افزایش قابل توجهی داشته باشد. با اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، افزایش قیمت حامل‌های انرژی از جمله گازوئیل مدنظر قرار گرفته است. برای بررسی اثرات اقتصادی این افزایش لازم است واکنش مصرف انرژی به تغییرات قیمتی الگوسازی شود. در این مقاله به برآورد تابع تقاضای نفت گاز در زیر بخش حمل و نقل جاده‌ای کشور پرداخته شده است. برای الگوسازی تابع تقاضای نفت گاز از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی از جمله الگوی لگاریتمی، هم‌انباشتگی یوهانسن، رهیافت ARDL و الگوی سری‌های زمانی ساختاری (STSM) استفاده و نتایج حاصل مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تقاضای گازوئیل از نظر قیمتی بی‌کشش است. کشش قیمتی و درآمدی تقاضای انرژی در بلندمدت به ترتیب ۰,۵- و ۰,۹۳ برآورد شده است. کشش‌های برآورد شده از تکنیک‌های مختلف تفاوت چندانی با هم ندارند. هم‌چنین نتایج STSM نشان می‌دهد که اولا ماهیت روند تقاضای نفت گاز تصادفی نیست و ثانیا این روش نسبت به رهیافت هم‌انباشتگی، کشش‌های قیمتی را کم‌تر برآورد می‌کند. بر این اساس برای کاهش مصرف نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای تکیه بر سیاست‌های قیمتی صرف نمی‌تواند راهگشا باشد.

طبقه‌بندی JEL: C22، Q41

کلید واژه: هم‌انباشتگی، کشش قیمتی، نفت گاز، حمل و نقل جاده‌ای، ARDL، STSM.

۱- مقدمه

فعالیت‌های حمل و نقل نقش مهمی در تمامی سطوح زندگی انسان دارند. از جمله اثرات اقتصادی حمل و نقل می‌توان به تأثیر آن در هزینه‌ی فعالیت‌های مختلف اشاره کرد. بخش حمل و نقل به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌های زیربنایی اقتصاد، نقش حیاتی در توسعه‌ی اقتصادی و ایجاد ارزش افزوده و البته مصرف حامل‌های انرژی دارد. بانک جهانی تأکید می‌کند که حمل و نقل با هموارکردن مبادله و تجارت، موجبات رشد را هم در سطح ملی و هم در سطح جهانی فراهم می‌آورد و زمینه‌های دسترسی به رفاه و تسهیلات ملی را افزایش می‌دهد (بانک جهانی، ۲۰۰۷). تجربیات کشورهای توسعه یافته نیز نشان داده توسعه‌ی حمل و نقل سبب افزایش رشد اقتصادی و افزوده شدن بازدهی اجتماعی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی شده است. در سطح خرد نیز، بهبود حمل و نقل به طور مستقیم سبب کاهش هزینه‌های تولید و توزیع می‌شود.

بخش حمل و نقل کشور به سه زیر بخش اصلی تقسیم می‌شود. این سه زیر بخش عبارتند از حمل و نقل زمینی، حمل و نقل هوایی و حمل و نقل دریایی.

حمل و نقل جاده‌ای از ابعاد مختلف مانند مصرف انرژی، انتشار گازهای آلاینده و حمل مسافر و بار یکی از مهم‌ترین زیر بخش‌های حمل و نقل در کشور محسوب می‌شود (اطلاعات حمل و نقل و انرژی، ۱۳۸۶). از سوی دیگر بخش حمل و نقل درصد قابل توجهی از کل انرژی مصرفی کشور و بخش حمل و نقل جاده‌ای بیش‌ترین سهم را در حمل و نقل بار و مسافر به خود اختصاص داده است (اطلاعات حمل و نقل و انرژی کشور، ۱۳۸۹). تمایل روز افزون به حمل و نقل جاده‌ای را می‌توان در سه عامل جستجو کرد. اول آن که در سال‌های اخیر با ساخت شبکه‌ی راه‌های مدرن و بهتر شدن عملکرد وسایل نقلیه، حمل و نقل جاده‌ای کارآیی بیش‌تری یافته است. دوم آن که با توسعه‌ی اقتصادی کشورها اهمیت هزینه‌ی حمل و نقل کم شده و توجه معطوف به خدمات بهتر می‌شود، که خود این تأثیر قابل توجهی بر هزینه‌ی تولید و توزیع دارد. سوم این که وقتی هزینه‌ی کل تولید مطرح می‌شود، اقتصادی بودن حمل و نقل ریلی بیش‌تر به دلیل تأخیر در تحویل و سایر کمبودهای موجود در ارائه‌ی خدمات مورد تردید قرار گرفته و اهمیت عامل زمان به‌خصوص در مورد کالاهای فساد پذیر، رونق و اهمیت حمل و نقل جاده‌ای را افزایش می‌دهد. حتی زمانی که حمل با راه آهن ارزان‌تر از کامیون باشد، ممکن است به علت گرانی هزینه‌های توزیع، باز هم حمل و نقل جاده‌ای ترجیح

داده شود. از دیگر ویژگی‌های حمل و نقل جاده‌ای انعطاف پذیری در انتخاب مسیر و مقدار بار و کنترل دائمی بر کالا در طی مسیر است.

از سوی دیگر ارزان بودن حامل‌های انرژی در کشور و عدم استفاده‌ی بهینه از این منابع ارزشمند سبب شده است مصرف این منابع با ارزش در کشور در خلال چند دهه‌ی گذشته به‌ویژه در بخش حمل و نقل افزایش قابل توجهی داشته باشد. متاسفانه در خلال سال‌های گذشته بهای لازم به موضوع بهینه‌سازی مصرف انرژی در بخش حمل و نقل داده نشده و به همین دلیل مصرف انرژی در بخش حمل و نقل در مقایسه با استانداردهای بین المللی ارقام نگران کننده‌ای را نمایان می‌کند. (اطلاعات حمل و نقل و انرژی کشور، ۱۳۸۹).

مطابق نظریه‌ی تقاضا، یکی از عوامل تأثیرگذار بر تقاضای حامل‌های انرژی در بخش حمل و نقل، قیمت حامل‌های انرژی است. انتظار می‌رود با تحقیق در زمینه‌ی الگوسازی تقاضای حامل‌های انرژی در این زیربخش، زمینه‌ی تحلیل سیاست‌های اقتصادی مختلف از جمله تغییر قیمت حامل‌های انرژی بر مصرف و تقاضای آن در این بخش فراهم شود. این مقاله با همین هدف تدوین و برای آگاهی بخشی بیش‌تر به محققان، تلاش شده است روش‌های مختلف معمول برای برآورد تقاضای انرژی در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای به کار گرفته شده و نتایج آن‌ها مقایسه شود.

در برآورد تقاضای نفت گاز علاوه بر ساختار الگو، روش برآورد نیز از اهمیت بسیاری برخوردار است. وقتی از سری‌های زمانی برای برآورد تقاضا استفاده می‌شود، روش معمول و غالب هم‌انباشتگی است. اما در این مقاله ضمن معرفی مفهوم روند ضمنی، رهیافت جدیدتر سری‌های زمانی ساختاری[1] (STSM) معرفی شده و به کار گرفته می‌شود. در این روش روند مصرف انرژی در قالب ساختار روند تصادفی تقاضای انرژی[2] (UEDT) مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در برآورد تابع تقاضای انرژی باید به این نکته توجه شود که غیر از متغیرهای مستقل مشخص مثل قیمت و درآمد، عوامل دیگری مثل کارایی فنی، ترجیحات مصرف‌کنندگان و عوامل غیر اقتصادی نیز بر تقاضا مؤثر هستند. اثر این عوامل در طول زمان دارای روند معین و ثابتی نیست و درنظر نگرفتن آن در برآورد تقاضای انرژی منجر به تورش در برآورد کشش قیمتی و درآمدی خواهد شد. هدف اصلی این مقاله مقایسه‌ی کشش‌های قیمتی و درآمدی حاصل از روش‌های

1- Structural Time Series Models
2- Underlying Energy Demand Trend

مختلف است. سئوال اساسی در این زمینه این است که روش بهتر بـرای بـرآورد الگـوی تقاضای نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای کدام است. علاوه بـر ایـن در بـرآورد الگوی STSM به این سئوال نیز پاسخ داده خواهد شد که ساختار مناسب روند در تـابع تقاضای نفت گاز در زیربخش مورد مطالعه چیست.

بر این اساس در بخش ۲، اهمیت حمل و نقل جاده ای، بخـش ۳، چـارچوب نظـری تحقیق، بخش ۴، پیشینه تحقیق، بخش ۵، روش شناسی تحقیق، بخـش ۶، یافتـه هـا و بخش ۷، نتیجه گیری وپیشنهادات پایان بخش مقاله خواهد بود.

۲- اهمیت حمل و نقل جاده‌ای

بر اساس آمار و اطلاعات موجود، سهم ارزش افزوده‌ی بخش حمـل و نقـل طـی ۱۰ سال گذشته نیز روند افزایشی داشته است. در این میان سهم ارزش افـزوده‌ی زیـربخش حمل و نقل جاده‌ای بیش از ۹۰ درصد بوده است. بـه عنـوان مثـال ایـن رقـم در سـال ۱۳۷۹ بیش از ۹۴ درصد گزارش شده است. جدول ۱، سـهم هریـک از زیـربخش‌هـای حمل و نقل از افزوده‌ی کل بخش را نشان می‌دهد (بانک مرکزی، ۱۳۸۹).

جدول ۱- ارزش افزوده‌ی زیر بخش‌های حمل و نقل به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶- میلیارد ریال

سال	ارزش افزوده‌ی زیر بخش‌های حمل و نقل				ارزش افزوده‌ی کل بخش حمل و نقل
	جاده‌ای	دریایی	ریلی	هوایی	
۱۳۸۱	۱۹۸۷۲	۱۰۵۸	۶۸۴	۵۹۷	۲۲۲۱۱
۱۳۸۲	۲۴۱۰۲	۱۶۸۹	۶۷۱	۵۱۴	۲۶۹۷۶
۱۳۸۳	۲۷۰۷۳	۴۲۱۱	۵۲۷	۸۲۵	۳۱۸۳۶
۱۳۸۴	۲۷۷۷۷	۳۲۱۶	۶۱۵	۷۹۵	۳۲۴۰۳
۱۳۸۵	۳۰۱۰۵	۳۰۰۴	۶۵۵	۸۴۵	۳۴۶۰۹

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۹)

در ایران حمل و نقل جاده‌ای بیش از ۹۰ درصد کل خدمات حمـل و نقـل را شـامل می‌شود. مهم‌ترین دلیل آن علاوه بر ویژگی‌های خاص حمل و نقل جاده‌ای، نبود راه‌های آبی داخلی، وجود مناطق کویری و کوهستانی بودن قسمت عمـده کشـور مـی‌باشـد. از لحاظ سهم ارزش افزوده، زیربخش حمـل و نقـل جـاده‌ای نزدیـک بـه ۷ درصـد تولیـد ناخالص داخلی کشور را در سال‌های اخیـر بـه خـود اختصـاص داده اسـت. جـدول (۲)

میزان تولید ناخالص داخلی کشور و سهم ارزش افزوده‌ی زیربخش حمل و نقل جاده‌ای را در سال‌های انتهایی دوره‌ی زمانی مورد مطالعه نشان می‌دهد (اطلاعات جامع حمل و نقل و انرژی، ۱۳۸۹).

جدول ۲- سهم ارزش افزوده‌ی حمل و نقل جاده‌ای از کل تولید ناخالص داخلی کشور-میلیارد ریال

سال	تولید ناخالص داخلی	ارزش افزوده‌ی حمل و نقل جاده ای	سهم حمل ونقل جاده‌ای از تولید ناخالص داخلی کشور (درصد)
۱۳۸۱	۳۷۳۷۰۶	۲۳۸۵۸	۶/۳
۱۳۸۲	۴۰۳۲۹۵	۲۶۵۱۶	۶/۲
۱۳۸۳	۴۳۸۱۸۲	۳۰۶۰۷	۶/۹
۱۳۸۴	۴۷۶۳۸۷	۳۴۳۱۰	۷/۲
۱۳۸۵	۵۰۶۳۷۸	۳۹۰۹۱	۷/۷

مأخذ : اداره‌ی حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی (۱۳۸۹)

میزان کالای جابه‌جا شده از طریق جاده و راه آهن در کشور در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۸۶ به ترتیب ۴۲۵/۷، ۴۶۹ و ۵۱۵/۳ میلیون تن بوده است. در سال ۱۳۸۶ سهم حمل و نقل جاده‌ای ۹۴/۱ درصد و سهم راه‌آهن ۵/۹ درصد بوده است. در همین سال‌ها میزان کالای حمل شده در داخل از طریق حمل و نقل هوایی به ترتیب ۲۴/۹، ۳۲/۱ و ۳۷/۱ هزار تن بوده، که در مقایسه با میزان کالای حمل شده از طریق جاده‌ها، رقم اندکی است (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۸). هم‌چنین سهم هریک از زیربخش‌های مذکور از کل تعداد مسافر جابه‌جا شده در سال ۱۳۸۶، به ترتیب ۹۱/۱، ۵ و ۳/۹ درصد بوده است (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۸۸).

افزون بر این براساس اطلاعات موجود قیمت اسمی نفت گاز طی سال‌های ۸۵-۱۳۵۳ از ۲/۴ ریال به ۱۶۵ ریال رسیده است. به عبارتی طی ۳۳ سال نزدیک به ۶۹ برابر شده است. در مقابل طی این مدت قیمت واقعی نفت گاز از ۱۵۰ ریال (سال پایه‌ی ۱۳۷۶) به ۴۷ ریال در سال ۱۳۸۵ کاهش یافته است (ترازنامه‌ی انرژی، ۱۳۸۶). هم‌چنین در سال ۱۳۸۷ کل مصرف نهایی انرژی کشور معادل ۱۱۸۷/۴ میلیون بشکه‌ی نفت خام بوده که بخش حمل و نقل ۲۳/۰۶ درصد آن را به خود اختصاص داده است. در این بین سهم بنزین با ۴۸/۷ درصد بیش‌ترین بوده و بعد از آن نفت گاز با سهم

۴۱/۶ درصد جایگاه دوم را به خود اختصاص داده است (ترازنامه‌ی انرژی کشور سال۱۳۸۷). در بخش حمل و نقل، زیربخش حمل و نقل جاده‌ای مصرف‌کننده‌ی بزرگ نفت گاز است، چرا که وسایل نقلیه‌ی سنگین به صورت عمده از نفت گاز به عنوان سوخت استفاده می‌کنند.

۳- چارچوب نظری

تصمیم‌گیری در مورد سیاست انرژی و قیمت‌گذاری آن و هم‌چنین تداوم افزایش سطح قیمت حامل‌های انرژی تا میزان واقعی آن، یکی از مهم‌ترین مباحث مهم در حوزه‌ی انرژی به‌ویژه بعد از تصویب و اجرای قانون هدفمندی یارانه‌هاست. تصمیم‌گیری در خصوص منطقی کردن قیمت‌ها لزوم الگوسازی می‌نماید تأثیر افزایش قیمت انرژی بر مصرف انرژی را نشان می‌دهد. الگوسازی رفتار مصرف انرژی می‌تواند به فهم آن چه در گذشته اتفاق افتاده است کمک کند و به سیاست‌گذاران نیز کمک می‌کند برای پیامدها و فرصت‌های آینده در زمینه‌ی استفاده از فناوری‌های جدید و سرمایه‌گذاری برای عرضه‌ی بهتر حامل‌های انرژی آمادگی داشته باشند (مک‌وی و مردو[1]، ۱۹۹۹). مطالعه و برآورد تقاضای انرژی با استفاده از روش‌ها و تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی میسر است. تبیین الگو، شناسایی قابلیت‌ها و کاستی‌های هریک از روش‌ها در کنار محدودیت‌های آماری موجود در کشور و نیز انتخاب روش مناسب تجزیه و تحلیل تقاضا از اهمیت بسیاری برخوردار است (سهیلی، ۱۳۸۷). در این مقاله از الگوهای اقتصادسنجی سری‌های زمانی برای برآورد تقاضای گازوئیل استفاده شده است. در الگوهای اقتصادسنجی معمول فناوری و آثار آن بر تقاضای انرژی به طور روشن مورد اشاره قرار نمی‌گیرد. موضوع فناوری در الگوهای معمول، به طور ضمنی و توسط کشش‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد (سهیلی، ۱۳۸۷). نقطه‌ی آغازین در بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی برای برآورد تقاضای انرژی، طراحی معادلات تقاضای انرژی است. در الگوهای غیرساختاری، مدل‌ها با توجه به رابطه‌ی علیت بین متغیرهای کلان اقتصادی تنظیم می‌شوند. در این الگوها فرض می‌شود تقاضای انرژی با بازده رابطه‌ی مستقیم و با قیمت رابطه‌ی معکوس دارد. الگوی ساده‌ی زیر رابطه‌ی ساختاری بین عوامل نامبرده را توضیح می‌دهد.

$$E_t = f(P_t , Y_t)$$

1- McVeigh and Mordue

که در آن E، P و Y به ترتیب مقدار مصرف حامل انرژی یا تقاضای انرژی، قیمت انرژی و تولید یا ارزش افزوده‌ی بخش اقتصادی است. برای برآورد اقتصادسنجی تابع تقاضای انرژی به طور معمول از الگوهای لگاریتمی استفاده می‌شود. مزیت هم الگوی لگاریتمی این است که کشش‌های عوامل قیمت و درآمد را به‌طور مستقیم ارائه می‌کنند. از نظر روش نیز در سال‌های اخیر از هم‌انباشتگی برای برآورد تابع تقاضای انرژی زیاد استفاده شده است. نمونه‌هایی از کاربرد این روش در ادامه‌ی همین قسمت ارائه شده است.

یکی از وجوه الگوسازی تقاضای انرژی، ساختار وقفه در مصرف انرژی است که در معادله‌ی بالا وارد نشده است. ساختار وقفه را می‌توان در هنگام طراحی الگوی اقتصادسنجی و پس از انجام آزمون‌های مناسب وارد الگو کرد. با اضافه کردن وقفه‌های مصرف انرژی، تقاضای انرژی تابعی از قیمت واقعی، بازده و مقدار مصرف انرژی در دوره‌ی قبل خواهد بود (صمیمی[1]، ۱۹۹۵). یکی از روش‌های وارد کردن وقفه در الگوی تقاضای انرژی، ساختار تعدیل جزیی است. با این تعدیل در الگو، در حقیقت الگوی تقاضای کوتاه‌مدت به دست می‌آید و بنابراین کشش‌های حاصل از برآورد کشش‌های کوتاه‌مدت خواهند بود.

۴- پیشینه‌ی تحقیق

صادقی و همکاران (۱۳۸۸)، تابع تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل را با استفاده از الگوریتم ژنتیک برآورد کرده‌اند. در این مقاله تقاضای بنزین تابعی از تولید ناخالص داخلی، قیمت بنزین، تعداد خودروهای بنزین سوز، عمر متوسط خودرو و راندمان مصرف در نظر گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که الگوی درجه‌ی دو از دقت بالایی نسبت به سایر الگوها در تخمین تقاضای بنزین برخوردار است. مهرگان و قربانی (۱۳۸۸)، تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل را برآورد کرده‌اند. در این مقاله از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌ی توزیعی[2] (ARDL) استفاده شده و تقاضای بنزین تابعی از قیمت حقیقی بنزین، تولید ناخالص داخلی، تعداد خودروها و عمر متوسط خودروهای بنزین سوز در نظر گرفته شده است. نتایج نشان

1- Samimi
2- Autoregressive Distributed Lag

می‌دهد کشش قیمتی بنزین در کوتاه مدت ۰/۰۴-، و در بلندمدت به دلایلی چون تثبیت پیاپی قیمت اسمی و نبود جایگزین مناسب برای آن در بخش حمل و نقل بی‌معنی بوده است. کشش درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز به ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۸۹ به دست آمده است. کشش مربوط به تعداد خودروهای بنزین سوز در کوتاه مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۵۱ می‌باشد. مزرعتی (۱۳۸۴)، با بررسی نقش متروی تهران در کاهش مصرف بنزین مصرف این حامل انرژی را تا سال ۱۴۰۰ پیش‌بینی کرده است. در این مطالعه متغیرهای تعداد خودروهای بنزین سوز، قیمت واقعی بنزین، درآمد ملی واقعی، جمعیت و متغیر وقفه‌ی مصرف عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در کشور عنوان و تابع تقاضای بنزین با روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده است. جهانگرد (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای به تخمین تابع تقاضای گازوئیل پرداخته است. در این مطالعه تقاضای گازوئیل تابعی از مصرف سرانه‌ی گازوئیل در بخش جاده‌ای بار، مصرف سرانه‌ی گازوئیل در بخش جاده‌ای، تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه و قیمت واقعی گازوئیل در دوره‌ی ۸۰-۱۳۴۶ در نظر گرفته شده و سپس اثرات تورمی و مصرفی تعدیل قیمت گازوئیل بر زیربخش‌های حمل و نقل با استفاده از الگوی داده ستانده و الگوهای اقتصادسنجی بررسی شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که پایین بودن کشش قیمتی از یک‌سو و بزرگ بودن کشش درآمدی نسبت به کشش قیمتی از سوی دیگر، سبب می‌شود هرگونه تلاش برای افزایش قیمت تنها به منظور صرفه‌جویی مصرف گازوئیل خنثی شود. ختایی و اقدامی (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای به تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی ایران و پیش بینی آن تا سال ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. برای این منظور با استفاده از رهیافت ARDL تقاضای کل بنزین برآورد شده است. نتایج نشان داده است یک رابطه‌ی منفی و ضعیف بین قیمت حقیقی بنزین و تقاضای کل بنزین وجود دارد، به‌طوری که یک واحد افزایش در قیمت حقیقی بنزین منجر به کاهش سالانه ۱۸۵۰ میلیون لیتر در تقاضای بنزین می‌شود. هم‌چنین آن‌ها نتیجه گرفته‌اند که عوامل غیر قیمتی به ویژه رشد تعداد خودروها، در روند آتی تقاضای بنزین نقش به‌سزایی داشته است. چیتنیس (۱۳۸۴) کشش قیمتی تقاضای بنزین را برای ایران با استفاده از سری‌های زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی به‌دست آورده و نشان داده است که تقاضا در بلندمدت و کوتاه‌مدت نسبت به قیمت بی‌کشش بوده، اما واکنش مزبور در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه مدت است. افزون بر این تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت بی‌کشش، ولی در بلندمدت با کشش است. بنابراین سیاست کاهش

مصرف انرژی از طریق سیاست افزایش قیمت در کوتاه مدت چندان مؤثر نیست، اما در بلندمدت می‌تواند اثر داشته باشد. آماده و همکاران (۱۳۸۸)، رابطه‌ی بین مصرف انرژی و تولید را در بخش های مختلف اقتصاد ایران بررسی کرده اند. نتایج حاصل از رهیافت ARDL، وجود رابطه‌ی بلندمدت بین تولید بخش‌های مختلف و مصرف حامل‌های انرژی را تأیید کرده است. موسوی (۱۳۸۹)، تقاضای فرآورده‌ها از طریق حداکثرسازی سه مرحله‌ای تابع مطلوبیت با توجه به قید مخارج مربوطه در هر مرحله را مدل سازی کرده است. مدل پیشنهادی وی مدل‌های سری زمانی ساختاری است و دارای جزء غیرقابل مشاهده روند می‌باشد که پس از تبدیل الگو به صورت حالت- فضا و با به‌کارگیری الگوریتم کالمن فیلتر از طریق روش حداکثر راست نمایی برای دوره‌ی زمانی ۸۶-۱۳۵۸ برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که اولاً ماهیت روند از نوع روند هموار بوده و ثانیاً فرایند حرکتی آن غیرخطی است. با توجه به توابع تقاضای برآورد شده، کشش قیمتی تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر ۰/۲۴- و ۰/۳- و برای نفت گاز برابر ۰/۲- بوده است. کشش درآمدی برای این فرآورده‌ها به‌ترتیب ۱/۷۱ و ۰/۸۴ می‌باشد. صمیمی (۱۹۹۵)، به استخراج تابع تقاضای انرژی در حمل و نقل جاده‌ای استرالیا پرداخته است. در این مطالعه از تکنیک هم‌انباشتگی استفاده شده است. وی یادآورد شده است که هم‌انباشتگی به طور معمول برای آزمون ویژگی‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای انرژی حمل و نقل جاده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد. وی به این نتیجه رسیده است که کشش درآمدی و قیمتی تقاضای انرژی به‌ترتیب ۰,۵۲ و ۰,۱۲- است. هم‌چنین کشش ارزش افزوده‌ی کوتاه‌مدت برای تقاضای انرژی ۰,۲۵ تخمین زده شده است. لایس و همکاران[1] (۲۰۰۷)، یوبرت و کارانفیل[2] (۲۰۰۸)، کارانفیل (۲۰۰۸) و مونت‌فرونت[3] (۲۰۰۷) برای بررسی رابطه‌ی بین مصرف انرژی و متغیرهای اقتصادی از تحلیل علیت استفاده کرده‌اند. هم‌چنین هالیسی‌اوغلو[4] (۲۰۰۷) و باکراتس و همکاران[5] (۲۰۰۰)، از روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر برای الگوسازی رابطه‌ی بین انرژی، فعالیت اقتصادی و قیمت استفاده کرده‌اند.

1- Lise et al
2- Jobert and Karanfil
3- Montfront
4- Halicioglu
5- Bakirates et al

۵- روش شناسی تحقیق

در بیش‌تر سری‌های زمانی کلان این تمایل وجود دارد که هم جهت با یکدیگر حرکت کنند. روش سنتی برای اجتناب از به‌دست آوردن یک ارتباط کاذب بین متغیرهای سری زمانی آن بوده است که روند زمانی را در بین متغیرهای مستقل الگو لحاظ کنند. اضافه کردن این متغیر به صورت آشکار در معادله‌ی رگرسیون اثر روندزدایی داشته و موجب تأثیر روند از متغیرهای الگو می‌شود و در نتیجه ضرایب برآورد شده‌ی الگو تأثیر خالص متغیرها بر یکدیگر را نشان دهند. این روش زمانی می‌تواند درست باشد که روند زمانی قطعی باشد و نه تصادفی. وقتی متغیرهای روند مانا هستند، می‌توان با اضافه کردن یک روند زمانی در بین متغیرها از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری کرد، اما وقتی متغیرهای روند مانا نیستند، تنها راه چاره آن است که تفاضل متغیر در رگرسیون مورد استفاده قرار گیرد. در این مورد نیز این نکته مطرح است که بیش‌تر تئوری‌های اقتصادی بر اساس رابطه‌ی بلندمدت بین سطح متغیرها عنوان شده است و نه بر مبنای تفاضل مرتبه‌ی اول یا دوم آن‌ها، بنابراین برای حفظ اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها از مفهوم هم‌انباشتگی کمک گرفته می‌شود. ساده‌ترین آزمون هم‌انباشتگی آزمون انگل-گرنجر (۱۹۸۷) است. در این آزمون الگوی رگرسیون با استفاده از حداقل مربعات برآورد می‌شود و سپس مانایی باقیمانده‌های رگرسیون با استفاده از آزمون دیکی- فولر آزمون می‌شود. آزمون دیگر آزمون یوهانسن (۱۹۸۸) است که در واقع مبتنی بر یک الگوی خودرگرسیون برداری است. سومین روش برای برآورد بردار ضرایب بلندمدت استفاده از رهیافت ARDL است. به طور معمول در رهیافت ARDL از الگوی تعدیل شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) استفاده می‌شود. یکی از مزایای مهم رهیافت ARDL درنظر گرفتن ساختار وقفه در الگوی تقاضای انرژی است.

مفهوم روند ضمنی در تقاضای انرژی

اگرچه در مطالعه‌ی تقاضای انرژی با استفاده از داده‌های سری زمانی بیش‌تر از تحلیل هم‌انباشتگی استفاده می‌شود، اما هم‌انباشتگی برای الگوسازی پیچیدگی‌های تقاضای انرژی و برآورد روند ضمنی غیرخطی تقاضای انرژی از انعطاف لازم برخوردار

نیست (هاروی[1] ، ۱۹۹۷). به همین دلیل هاروی ضمن نقد آزمون‌های ریشه‌ی واحد و هم‌انباشتگی، ویژگی‌های ضعیف آماری آن‌ها را گوشزد کرده و به همین دلیل استفاده از STSM را توصیه می‌کند.

در روش‌هایی که به طور معمول برای الگوسازی تقاضای انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرند، اثر پیشرفت فناوری و کارایی صنعت در مصرف انرژی و موجودی سرمایه‌ی بخش که در واقع دربردارنده‌ی مفهوم روند ضمنی تقاضای انرژی است مد نظر قرار نمی‌گیرد. بهبود فناوری و موجودی سرمایه عامل مهمی در مصرف انرژی است. تقاضای انرژی در اصل یک تقاضای مشتق شده و یا به عبارتی تقاضا برای خدمات انرژی با توجه به سرمایه و فناوری موجود در یک زمان معین است. بنابراین مقدار انرژی مصرفی با سطح فناوری وسایل مصرف‌کننده‌ی انرژی مرتبط است. این وسایل در بخش حمل و نقل جاده‌ای در واقع همان وسایط نقلیه‌ی فعال در حمل بار و مسافر هستند. در روش STSM مفهوم کلی‌تری از روند ضمنی در نظر گرفته می‌شود. در حقیقت کارایی فنی، ترجیحات مصرف‌کننده و عوامل غیر اقتصادی باید در الگوی اقتصادسنجی وارد شوند، اما امکان اندازه‌گیری این عوامل وجود ندارد. از سوی دیگر اثر این عوامل در طول زمان ممکن است تغییر کند و هریک در جهت مختلفی بر تقاضای انرژی اثر بگذارد. بین‌استوک و ویلکاکس[2] (۱۹۸۱) معتقدند که بهبود فناوری مصرف انرژی باید در الگوسازی تقاضای انرژی مد نظر قرار گیرد و باید اثرات برون‌زای پیشرفت فناوری در نظر گرفته شود. آن‌ها در این مورد روند خطی را قبول کرده‌اند، هرچند معتقدند که ساختار کاملی نیست. کوریس[3] (۱۹۸۳) بحث می‌کند که درست است فناوری در تقاضای انرژی مهم است، اما باید راهی برای اندازه‌گیری و واردکردن آن در الگو پیدا کرد. در غیراین صورت باید اثرات فناوری را در واکنش به قیمت انرژی یا به عبارتی کشش قیمتی مصرف انرژی مشاهده کرد. هانت و همکاران[4] (۲۰۰۳) نیز معتقدند پیشرفت فنی باید در الگوی تقاضای انرژی وارد شود. افزون بر این تمایز بین اثرات برون‌زا و اثرات درون‌زای قیمت و درآمد بسیار مهم است. آن‌ها معتقدند علاوه بر اثر تغییر فنی و تغییر در کارایی انرژی، عوامل برون‌زای دیگری نیز هستند که تقاضای

1- Harvey
2- Beenstock and Willcocks
3- Kouris
4- Hunt et al

انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهند. عواملی مثل سلیقه و ترجیحات مصرف‌کننده، ساختار اجتماعی و اقتصادی و عواملی از این قبیل. بر این اساس آن‌ها مفهوم روند ضمنی تقاضای انرژی (UEDT) را توسعه داده‌اند. ساختار UEDT ممکن است آن طور که روند خطی معین در تابع تقاضای خطی وارد می‌شود، خطی نباشد. در حقیقت این جزء ممکن است غیرخطی و یا حتی تصادفی باشد و دوره‌هایی از کاهش یا افزایش مصرف انرژی را دربرگیرد. بر این اساس الگوسازی روند ضمنی باید به صورتی انعطاف‌پذیر انجام گیرد. برای این منظور یکی از روش‌هایی که می‌تواند این هدف را براورده کند، استفاده از روش سری‌های زمانی ساختاری یا STSM است که به‌وسیله‌ی هاروی و همکاران (۱۹۸۶)، شفارد[1] (۱۹۹۳) و هاروی (۱۹۹۷) معرفی شده است. در حقیقت STSM به معنی تفکیک متغیر وابسته (مصرف حامل انرژی) به دو قسمت؛ یکی اثر متغیرهای توضیحی مثل قیمت و درآمد و دیگری شامل روند و اجزاء غیر معمول[2] است. این ساختار نسبت به روند خطی انعطاف‌پذیری بیش‌تری ایجاد می‌کند و اجازه می‌دهد تغییرات روند تصادفی باشند. در حقیقت در STSM پارامترها طی زمان تغییر می‌کنند و متغیرهای مستقل تابعی از زمان هستند.

هاروی و کوپمان[3] (۱۹۹۳)، با استفاده از STSM، تقاضای الکتریسیته در مناطق شمال غربی ایالات متحده را برآورد و تحلیل کرده‌اند. هانت و همکاران (۲۰۰۰) نیز با استفاده از STSM، جزء UEDT را برای مصرف نهایی ذغال سنگ، گاز، نفت، الکتریسیته و کل انرژی در انگلستان برآورد کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که UEDT دارای ساختاری تصادفی است. این نشان می‌دهد که تقاضای انرژی تحت تأثیر عوامل ناشناخته برون‌زا قرار دارد. هانت و نینومیا[4] (۲۰۰۳)، در بررسی تقاضای نفت در بخش حمل و نقل انگلستان و ژاپن با استفاده از STSM به این نتیجه رسیده‌اند که روند تصادفی بهتر از روند معین می‌تواند ساختار روند ضمنی را توضیح دهد. آماراویکما و هانت (۲۰۰۸) تابع تقاضای برق در سریلانکا را با روش‌های مختلف برآورد کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که روش STSM نتایجی مشابه رهیافت هم‌انباشتگی به دست می‌دهد، هرچند STSM تنها روشی است که اجازه می‌دهد روند غیرخطی در الگو در نظر گرفته شود.

1- Shephard
2- Trend and Irregular Components
3- Koopman
4- Ninomiya

در STSM فرض می‌شود تقاضای انرژی در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای کشور به‌صورت زیر قابل بیان باشد.

$$E_t = f(P_t, Y_t, UEDT_t)$$

که در آن E نشان دهنده مصرف انرژی، Yنشان دهنده‌ی ارزش افزوده، P نشان‌دهنده‌ی قیمت واقعی حامل انرژی و UEDT نیز نشان دهنده‌ی روند تقاضای انرژی در زیربخش باشد. نکته‌ی بسیار مهم ساختار جزء UEDT است. این ساختار عبارت به صورت زیر بیان می‌شود:

$$M_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t; \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t; \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$$

در روابط بالا μ_t نشان دهنده‌ی سطح روند یا UEDT و β_t نیز بیان‌گر شیب روند است. η_t و ξ_t اجزاء اخلال نوفه‌ی سفید با میانگین و واریانس σ_η^2 و σ_ξ^2 هستند. واریانس بزرگ موجب حرکات تصادفی در روند می‌شود. η_t به روند اجازه می‌دهد به بالا یا پایین حرکت کند و ξ_t اجازه می‌دهد شیب روند تغییر کند (هاروی و شفارد، ۱۹۹۳). در حقیقت شکل روند تقاضای نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای به وسیله ابر پارامترهای[1] σ_ξ^2، σ_η^2 و σ_ε^2 تعیین می‌شود. ابر پارامترها و سایر پارامترهای الگو به وسیله‌ی ترکیبی از روش حداکثر درستنمایی و فیلتر کالمن[2] برآورد می‌شوند. برای ارزیابی الگو می‌توان باقیمانده‌های معادله‌ی رگرسیونی و نیز باقیمانده‌های جنبی را برآورد و بررسی کرد. با این روش حتی می‌توان مداخلات غیرمعمول در تقاضای انرژی را نیز توصیف کرد. این مداخلات بیش‌تر سبب شکست یا تغییر ساختاری در الگو می‌شوند. اگر مداخله‌ای وجود نداشته باشد UEDT برآورد شده فقط به وسیله‌ی μ_t توضیح داده می‌شود.

اگر برای معادله‌ی عمومی تقاضای انرژی شکل تابعی خطی را فرض کنیم، با توجه به مطالب ذکر شده این معادله به صورت زیر بیان می‌شود.

$$E_t = \beta_1 P_t + \beta_2 Y_t + \mu_t + u_t$$

در این تابع اگر متغیرها به صورت لگاریتمی بیان شوند، پارامترهای β_1 و β_1 کشش‌های قیمتی و درآمدی مصرف حامل انرژی را نشان می‌دهند. در تصریح UEDT، μ_t باید غیرثابت باشد، در حالی که به طور معمول در روش‌های هم‌انباشتگی روند

1- Hyper-parameters
2- Kalmam Filter

به‌صورت معین در نظر گرفته شده و بنابراین معادله‌ی تابع تقاضای انرژی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$E_t = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 t + u_t$$

همان طور که مطرح شد تابع معمول تقاضای انرژی دارای روند معین و خطی بیش‌تر به وسیله‌ی روش‌های انگل-گرنجر (۱۹۸۷) ایستا، انگل-گرنجر پویا، رهیافت پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) و رهیافت یوهانسن (۱۹۸۸) برآورد می‌شود، اما در این مقاله برای برآورد تابع تقاضای انرژی در زیربخش جمل و نقل جاده‌ای علاوه بر روش‌های ذکر شده از روش نوین STSM نیز استفاده می‌شود. STSM نسبت به روش‌های معمول از چند نظر تفاوت دارد. در این روش مرتبه‌ی انباشتگی متغیرهای انفرادی اهمیت زیادی ندارد. به همین دلیل نگرانی بابت رگرسیون کاذب وجود ندارد. در این روش یک روند تصادفی غیرقابل مشاهده وارد الگو شده و اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت در یک معادله برآورد می‌شود. بر این اساس معادله‌ی فرضی اولیه‌ی تقاضای انرژی را می‌توان به صورت پویا و به شکل زیر در نظر گرفت:

$$E_t=\mu_t+\beta_1 E_{t-1}+\beta_2 E_{t-2}+\delta_1 Y_t+...+\delta_2 Y_{t-2}+\alpha_1 P_t+...+\alpha_2 P_{t-2}+u_t$$

معادلات مربوط به ساختار μ_t که در بالا ارائه شد در این معادله در نظر گرفته می‌شوند. تعداد وقفه‌ی متغیرهای مختلف را می‌توان بر اساس معیارها و آزمون‌های معمول تعیین کرد. در یک حالت محدود اگر σ_ξ^2 و σ_η^2 هر دو صفر باشند، الگوی STSM به الگوی معمول تقاضا با روند معین تبدیل می‌شود. ابر پارامترهای σ_η^2، σ_ξ^2 و σ_ε^2 نقش مهمی در ویژگی‌های پایه‌ای الگو دارند و ساختار روند ضمنی را تعیین می‌کنند. تعدادی از ساختارهای روند معمول در الگوسازی UEDT در جدول (۳) آورده شده‌اند.

جدول ۳- ساختارهای روند ضمنی

ساختار سطح و شیب روند	سطح روند ثابت	سطح روند تصادفی
شیب روند صفر؛ $\beta = 0 , \sigma_\xi^2 = 0$	Deterministic Constant	Local Level
شیب روند ثابت؛ $\beta \neq 0 , \sigma_\xi^2 = 0$	Deterministic Trend	Local Level & Deterministic trend
شیب روند تصادفی؛ $\beta \neq 0 , \sigma_\xi^2 \neq 0$	Smooth Trend	Local Linear Trend

مأخذ: چیتنیس (۱۳۸۴)، با تعدیل

با توجه به ساختارهای مختلفی که برای در نظر گرفتن روند زمانی در الگو وجود دارد، یکی از نکات مهم نحوه‌ی انتخاب ساختار روند است. هاروی (۱۹۸۷)، پیشنهاد می‌کند برای انتخاب بین ساختارها، به ویژگی‌های آماری الگوی برآورد شده و نیز انطباق با نظریه اقتصادی مورد مطالعه توجه شود. در این مقاله از همین رهنمود برای انتخاب ساختار مطلوب روند زمانی در محیط نرم‌افزار STATA استفاده شده است.

الگوهای معرفی شده با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۵ و با استفاده از نرم‌افزارهای مناسب در هر روش برآورد شده‌اند. در داده‌های مورد استفاده، از شاخص قیمت واقعی نفت گاز به عنوان قیمت، ارزش افزوده‌ی زیربخش به قیمت ثابت به عنوان درآمد و میزان نفت گاز مصرفی زیربخش برحسب هزار لیتر به عنوان مصرف حامل انرژی استفاده شده و نتایج برآورد الگو در قیمت بعد ارائه آمده است. با توجه به محدود بودن سری‌های زمانی در دسترس برای متغیرهای مورد استفاده، امکان گسترش سری زمانی مهیا نبوده است. یادآوری می‌شود به دلیل کوتاه بودن سری‌های زمانی مورد استفاده، بایستی احتیاط و دقت در تعمیم نتایج مقاله مد نظر قرار گیرد.

۶- یافته های تحقیق

برای آزمون مانایی متغیرهای مدل از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده و نتایج این آزمون در جدول ۴ ارائه شده است. مطابق جدول هر چهار متغیر مورد استفاده در این مقاله در سطح نامانا هستند.

جدول ۴- آزمون ADF برای سطح لگاریتم متغیرها

نماد متغیر	نام متغیر	مقادیر آزمون	مقادیر بحرانی در سطح		
			٪۱۰	٪۵	٪۱
LC	مصرف سوخت	-۱/۶۶	-۲/۶۶	-۳/۰۴	-۳/۸۵
LP	قیمت واقعی	-۱/۳۶۵	-۲/۶۱۷	-۲/۹۵۷	-۳/۶۵۳
LY	ارزش افزوده	-۰/۳۲۲	-۲/۶۲۱	-۲/۹۶۳	-۳/۶۷
LV	تعداد ناوگان	-۰/۳۷	-۳/۲۳	-۳/۶	-۴/۳۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه‌ی اول تمام متغیرها در جدول ۵ آورده شده است. مشاهده می‌شود که تفاضل مرتبه‌ی اول تمامی متغیرها مانا هستند. به عبارت دیگر تمامی متغیرهای مورد استفاده انباشته از مرتبه‌ی یک می‌باشند.

جدول ۵- آزمون ADF برای تفاضل اول لگاریتم متغیرها

نماد متغیر	نام متغیر	مقادیر آزمون	مقادیر بحرانی در سطح		
			٪۱۰	٪۵	٪۱
LC	مصرف سوخت	-۴/۷۸	-۲/۶۱	-۲/۹۶	-۳/۶۶
LP	قیمت واقعی	-۴/۸۴۷	-۲/۶۱۹	-۲/۹۶	-۳/۶۶۱
LY	ارزش افزوده	-۴/۳۴۸	-۲/۶۲۱	-۲/۹۶۳	-۳/۶۷
LV	تعداد ناوگان	-۵/۷۴	-۲/۶۲۱	-۲/۹۶۳	-۳/۶۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون هم‌انباشتگی و برآورد تابع تقاضا

همان‌طور که مشاهده شد سری‌های زمانی مورد استفاده همگی انباشته از درجه‌ی ۱ هستند. این وضعیت امکان هم‌انباشتگی بین سری‌های زمانی را فراهم می‌کند. اولین روش مورد استفاده در هم‌انباشتگی آزمون انگل-گرنجر است. برای انجام این آزمون که گاهی روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر در هم‌انباشتگی نیز نامیده می‌شود، ابتدا باید معادله‌ی تابع تقاضا با روش OLS برآورد شده و سپس مانایی باقیمانده‌های الگو آزمون شود.

جدول ۶- نتایج برآورد الگوی لگاریتمی با استفاده از OLS

متغیر	ضرایب	T	احتمال
C	۳,۸۳	۱۰,۷	۰/۰۰۰
LP	-۰,۴۸	-۷,۵۰۷	۰/۰۰۰
LY	۰,۹۳	۱۲,۵۹	۰/۰۰۰
DW=۰,۸۴	F= ۱۴۸,۲(۰,۰۰۰)	Ad.R^2=۰,۹۰۱	R^2=۰,۹۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

الگوی برآورد شده از نظر معناداری متغیرهای درنظر گرفته شده و نیز از نظر قدرت توضیح‌دهندگی قابل قبول است. هم‌چنین الگو به طور کلی معنادار است. تنها مشکلی

که در الگو می‌تواند وجود داشته باشد با توجه بـه مقـدار DW، مشـکل خودهمبسـتگی است. برای اطمینان از خودهمبستگی و نیـز واریـانس ناهمسـانی از ازمـون‌هـای LM و White استفاده شده است که نتیجه در جدول ذیل ملاحظه می‌شود.

مشکل	آزمون	F	Probe
خودهمبستگی	LM	۱۴٫۵۳	۰٫۰۰۰
واریانس ناهمسانی	White	۱٫۰۴	۰٫۴۱۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول، الگوی برآورد شده دارای خودهمبستگی است، اما واریانس ناهمسـانی ندارد. نکته‌ی اساسی این است که تمامی روش‌های رفع خودهمبستگی منجر به کاهش اعتبار الگو می‌شود. یکی از پیامدهای این اقدامات غیرمعنادار شدن متغیر قیمـت اسـت. این در حالی است که با توجه به هدف برآورد الگو، قیمت مهم‌ترین متغیر وارد شـده در الگو می‌باشد.

مطابق نتایج حاصل کشش قیمتی مصرف نفت گاز ۰٫۴۸- است. هـم‌چنـین کشـش درآمدی مصرف نفت گاز ۰٫۹۳ برآورد شده است. این مقادیر نشان می‌دهـد بـا افـزایش یک درصدی قیمت نفت گاز، مصرف آن ۰٫۴۸ درصد کاهش می‌یابـد. و نیـز بـا افـزایش یک درصدی ارزش افزوده‌ی زیربخش، مصرف نفت گاز ۰٫۹۳ درصد افزایش می‌یابـد. بـا توجه به ساختار الگو کشش‌های برآورد شده‌ی فوق را می‌توان کشش‌هـای بلندمـدت در نظر گرفت. نکته‌ی دیگری که در این الگو مطرح است وجـود رونـد در متغیرهـای الگـو است. برای آزمون وجود روند، عامل روند در الگوی بـالا وارد شـده اسـت. نتیجـه نشـان می‌دهد که روند دارای اثری معنادار بر متغیر وابسته اسـت. معنـادار بـودن عامـل رونـد نشان می‌دهد در واقع مصرف حامل انرژی در زیربخش دارای روند است کـه در الگـو در نظر گرفته نشده است. البته وارد کردن عامل روند در ویژگی‌هـای آمـاری الگـو تغییـری ایجاد نمی‌کند اما اثر مهم و قابل توجه آن کاهش کشش قیمتـی مصـرف نفـت گـاز بـه ۰٫۱۸- است. هم‌چنین در حضور روند کشش درآمدی، مصرف نفت گاز نیـز بـه ۰٫۱۰۹ کاهش می‌یابد.

با توجه به استفاده از سری‌های زمانی نکته‌ی اساسی این است که آیا بین متغیرهای وارد شده در الگو هم انباشتگی وجود دارد یا خیر. برای آزمون این موضوع باقیمانده‌های

الگو محاسبه و با استفاده از آزمون ADF مانایی باقیمانده‌ها برآورده شده است. نتیجه در جدول (۷) مشاهده می‌شود:

جدول ۷- آزمون مانایی پسماندهای الگوی لگاریتمی

مقادیر آزمون	مقادیر بحرانی در سطح		
	٪۱۰	٪۵	٪۱
-۴,۷۲	-۲,۶۲	-۲,۹۶	-۳,۶۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه مشاهده می‌شود ریشه‌ی واحد جملات پسماند رد می‌شود، بنابراین نتیجه‌ی جدول ۶ یک رابطه‌ی تعادل بلندمدت برای تقاضای نفت گاز در حمل و نقل جاده‌ای را نشان می‌دهد. برای برآورد الگوی کوتاه‌مدت می‌توان از فرایند تعدیل جزیی کمک گرفت. با تنظیم الگو بر اساس تعدیل جزیی، متغیر وابسته‌ی مصرف انرژی با یک وقفه در بین متغیرهای توضیحی وارد می‌شود. این الگوی کوتاه‌مدت با روش OLS قابل برآورد است. نتیجه‌ی برآورد در جدول ۸ ملاحظه می‌شود.

جدول ۸- برآورد الگوی لگاریتمی کوتاه‌مدت با OLS

متغیر	ضرایب	t	احتمال
C	۰,۷۵۸	۳,۶۸	۰,۰۰۱
LP	-۰,۰۶۶	-۱,۸۸	۰/۰۶
LY	۰,۱۲	۲,۴۷	۰/۰۲
LC(-1)	۰,۸۳	۱۷,۱۷	۰/۰۰۰
DW=۱,۷۴	F=۱۰۵۰,۷۳(۰۰۰,۰)	Ad.R^2=۰,۹۹	R^2=۰,۹۹۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تقاضای نفت گاز نسبت به قیمت در کوتاه‌مدت بسیار کم کشش است. این کشش برابر با ۰/۰۶۶- محاسبه شده است. هم‌چنین کشش درآمدی کوتاه‌مدت مصرف نفت گاز ۰,۱۲ برآورد شده است که از مقدار بلندمدت آن بسیار کم‌تر است. این نتیجه اتکا به سیاست‌های قیمتی را برای کاهش مصرف نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای با ابهام مواجه می‌کند. به‌خصوص که برنامه‌هایی برای افزایش ارزش افزوده‌ی این

زیربخش نیز مورد توجه باشد. آزمون LM برای خودهمبستگی نشان می‌دهد که مشکل خودهمبستگی الگو برطرف شده است.

در ادامه برای برآورد رابطه‌ی بلندمدت مصرف انرژی در زیربخش، از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن استفاده شود. در این رهیافت ابتدا لازم است تعداد بردارهای هم‌انباشتگی تعیین شود. برای این منظور از آزمون‌های Trace و حداکثر eignvalue استفاده شده است. نتیجه در جدول (۹) آمده است.

جدول ۹-آزمون تعداد بردار هم‌انباشتگی

ساختار روند	بدون روند	بدون روند	روند خطی	روند خطی
جزء ثابت	ندارد	دارد	دارد	دارد
روند	ندارد	ندارد	ندارد	دارد
آزمون Trace	۰	۱	۱	۱
آزمون Max-Eig	۰	۱	۱	۱

توضیح: از مقادیر بحرانی MacKinnon-Haug-Michelis در سطح ۰,۰۵ استفاده شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول بالا یک بردار هم‌انباشتگی در نظر گرفته شده و برآورد شده است. نتیجه‌ی برآورد بردار هم‌انباشتگی به صورت نرمال شده در زیر آمده است:

جدول ۱۰- بردار هم‌انباشتگی نرمال شده

متغیر	ضریب	خطای معیار
LP	-۰,۵۰۵	۰,۰۴۶
LY	۰,۹۳۸	۰,۰۶۳
C	۳,۸۹	۰,۳۰۰۵
Log Likelihood	۱۶۱,۸۵	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان طور که مشاهده می‌شود در رهیافت یوهانسن کشش قیمتی بلندمدت ۰,۵۰۵- و کشش درآمدی بلندمدت ۰,۹۳۸ برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده از رهیافت یوهانسن با برآورد الگوی لگاریتمی تفاوت چندانی ندارد. افزون بر این در این

رهیافت نیز فرض شده است که الگو دارای روند چه به صورت خطی و چه به صورت غیرخطی نیست.

یکی دیگر از روش‌هایی که برای الگوسازی مصرف انرژی زیاد مورد استفاده قرار گرفته است، رهیافت ARDL می‌باشد. برای برآورد الگوی ARDL از نرم افزار Microfit 4.1 استفاده شد. در این رهیافت برای تعیین وقفه بهینه معیار شوارتز به‌کار رفته و در ابتدا حداکثر وقفه ۲، تعیین شده است. با توجه به سالانه بودن داده‌های مورد استفاده، وقفه‌ی بیش‌تر از ۲ غیرمنطقی است. نتیجه‌ی برآورد الگوی ARDL در جدول زیر مشاهده می‌شود.

جدول ۱۱- نتایج برآورد الگوی ARDL

متغیر	ضریب	t	Probe
C	۱,۰۹	۴,۸۳	۰,۰۰۰
LC(-1)	۰,۷۴	۱۳,۱۵	۰,۰۰۰
LP	-۰,۰۰۱۳	-۰,۳۳	۰,۹۷
LP(-1)	-۰,۱۲	-۲,۵۵	۰,۰۱۷
LY	۰,۳۳	۴,۳۵	۰,۰۰۰
LY(-1)	-۰,۳۳	-۳,۰۹	۰,۰۰۵
LY(-2)	۰,۲۲	۲,۸۸	۰,۰۰۸
F=۶۸۴,۲(۰,۰۰۰)	DW=۱,۴۹	Adj.R^2=۰,۹۹۲	R^2=۰,۹۹۴
Durbin h=۱,۴۹(۰,۱۳)		Serial Correlation F=۰,۹۱ (۰,۳۵)	
RESET F=۰,۰۴۴ (۰,۸۳)		Heteroscedasticity F=۲,۶۹ (۰,۱۱)	

مأخذ: یافته های پژوهش

براساس نتایج جدول بالا ضرایب بلندمدت رابطه‌ی بین مصرف نفت گاز با قیمت و درآمد زیربخش مبتنی بر الگوی ARDL(1,1,2) به صورت زیر برآورد شده است.

جدول ۱۲- بردار هم‌انباشتگی بلندمدت حاصل از رهیافت ARDL

متغیر	ضریب	t	Probe
C	۴,۲۱	۹,۸۳	۰,۰۰۰
LP	-۰,۴۶	-۷,۱۰۹	۰,۰۰۰
LY	۰,۸۵	۹,۴۲	۰,۰۰۰

مأخذ: یافته های پژوهش

مشاهده می‌شود با استفاده از رهیافت ARDL کشش بلندمدت قیمتی مصرف نفت گاز ۰,۴۶- برآورد شده است که تفاوت اندکی با کشش برآورد شده‌ی الگوی لگاریتمی و رهیافت یوهانسن دارد. هم‌چنین کشش درآمدی مصرف نفت گاز نیز ۰,۸۵ برآورد شده است. تفاوت این کشش در روش‌های مختلف نیز چندان قابل توجه نیست.

در ادامه برای برآورد الگوی تابع تقاضای نفت گاز در روش STSM از نرم افزار STATA12 استفاده شده است. در ابتدا حداکثر دو وقفه برای متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده است. با توجه به سالانه بودن داده‌های مورد استفاده، درنظر گرفتن بیش‌تر از دو وقفه غیرمنطقی است. هرچند در ساختار تقاضای حامل‌های انرژی برای متغیرهای قیمت و درآمد عدم وجود وقفه به طور کلی منطقی است. برای تعیین ساختار روند ضمنی از معیار معناداری ضرایب و علامت کشش‌های برآوردی استفاده می‌شود. ابتدا ساختار Local Linear Trend که کامل‌تر از بقیه است مدنظر قرار گرفته و کشش قیمتی مثبت و غیرمعنادار به‌دست آمده است. در ادامه ساختارهای Smooth Trend، Local Level و Local Level with Deterministic Trend و Deterministic Trend برآورد شده است. بهترین و منطقی‌ترین نتیجه از ساختار آخری به‌دست آمد. نتیجه برآورد الگو با ساختار Deterministic Trend در جدول (۱۳) ملاحظه می‌شود:

جدول ۱۳- نتیجه برآورد الگوی روند ضمنی

متغیر	ضریب	t	Probe
LP	۰,۱۳۹-	۵,۲۷-	۰,۰۰۰
LY	۰,۰۷	۴,۷۶	۰,۰۰۰
واریانس LC	۰,۰۰۰۷۸	۳,۹۴	۰,۰۰۰

مأخذ: یافته های پژوهش

مطابق جدول بالا کشش قیمتی مصرف نفت گاز در بلندمدت ۰,۱۳۹- برآورد شده است. این برآورد به ظاهر در مقایسه با کشش‌های بلندمدت حاصل از سایر روش‌ها تفاوت زیادی دارد. کشش بلندمدت درآمدی نیز ۰,۰۷ برآورد شده است که در مقایسه با کشش‌های حاصل از سایر روش‌های بسیار کوچک است. افزون بر این ملاحظه می‌شود که روند مناسب برای تقاضای نفت گاز تصادفی نبوده است. شیب روند غیرتصادفی و عددی ثابت است. سطح روند نیز غیرتصادفی است، بنابراین می‌توان به

این نتیجه رسید که روند معین بهترین روند برای الگوسازی تقاضای نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای است. این ساختار را به طور خلاصه می‌توان به صورت $\mu_t = \mu_{t-1} + \beta$ و $\beta = \beta$ نشان داد. هم‌چنین کشش کوتاه‌مدت قیمتی ۰٫۰۴۲- و کشش کوتاه‌مدت درآمدی ۰٫۰۱۹ برآورد شده، هرچند این کشش معنادار نشده است. برای مقایسه‌ی بهتر نتایج، کشش‌های بلندمدت قیمتی و درآمدی برآورد شده‌ی روش‌های مختلف در جدول زیر خلاصه شده‌اند.

جدول ۱۴- مقایسه برآورد روش‌های مختلف برای کشش‌های قیمتی و درآمدی

	انگل-گرنجر	یوهانسن	ARDL	STSM
کشش قیمتی بلندمدت	۰٫۴۸-	۰٫۵۰۵-	۰٫۴۶-	-
کشش درآمدی بلندمدت	۰٫۹۳	۰٫۹۳۸	۰٫۸۵	-
کشش قیمتی بلندمدت با روند	۰٫۱۸-	۰٫۱۵-	-	۰٫۱۳۹-
کشش درآمدی بلندمدت با روند	۰٫۱۰۹	۰٫۰۰۰۲۵	-	۰٫۰۷

مأخذ: یافته های پژوهش

کشش‌های قیمتی بلندمدت روش‌های انگل-گرنجر، یوهانسن و ARDL تفاوت زیادی ندارند. همین ویژگی برای کشش درآمدی حاصل از این روش‌های نیز صادق است، بنابراین می‌توان پذیرفت این روش‌ها نتیجه‌ی یکسانی را ارائه می‌کنند. اما چون در رهیافت ARDL روند وارد نشده، نتیجه‌ی روش STSM با آن مقایسه نشده است. مقایسه‌ی برآورد حاصل از روش STSM با الگوی لگاریتمی و رهیافت یوهانسن که روند به صورت ثابت و خطی در آن‌ها وارد شده است نشان می‌دهد به طور کلی STSM کشش‌های کوچک‌تری را نتیجه می‌دهد. تفاوت کشش قیمتی روش STSM با روش OLS حدود ۰٫۰۵ و با رهیافت یوهانسن بسیار اندک و حدود ۰٫۰۱۱ است که قابل چشم‌پوشی می‌باشد. هم‌چنین تفاوت کشش درآمدی روش STSM با روش OLS حدود ۰٫۰۴ است که باز هم مقداری اندک است. اما در رهیافت یوهانسن کشش درآمدی مصرف بسیار اندک برآورد شده است که به نظر غیرمنطقی می‌آید.

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات

در برآورد معادلات تقاضای انرژی علاوه بر ساختار الگوی اقتصادسنجی، روش برآورد از اهمیت بسیاری برخوردار است. علاوه بر این در نظر گرفتن روند و ساختار آن نیز در برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی بسیار مهم است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که به طور کلی مصرف نفت گاز در زیربخش حمل و نقل جاده‌ای نسبت به قیمت بی‌کشش است. مقدار این کشش در کوتاه‌مدت بسیار اندک است، بنابراین استفاده‌ی محض از سیاست‌های قیمتی نمی‌تواند انگیزه‌های لازم برای صرفه‌جویی در مصرف حامل‌های انرژی را ایجاد کند. برای تأثیر بهتر و بیش‌تر سیاست افزایش قیمت، بایستی مصرف‌کننده در شرایط بلندمدت قرار گیرد. در این شرایط مصرف‌کننده امکان تغییر فناوری و بهبود سرمایه‌های ثابت را داراست و در این شرایط می‌توان کشش قیمتی حدود ۰,۵- را ملاک قرار داد.

کشش درآمدی مصرف انرژی نیز کوچک‌تر از یک است. نکته‌ی قابل توجه این است که با توجه به مثبت بودن کشش درآمدی مصرف نفت گاز، سیاست‌های افزایش درآمد و ارزش افزوده‌ی زیربخش ممکن است اثرات سیاست‌های قیمتی در کاهش مصرف را خنثی کند. اما نکته‌ی اساسی در نظر گرفتن روند در الگوسازی تقاضای نفت گاز است. این روند در روش‌های مختلف معنادار است. در نظر گرفتن روند سبب می‌شود کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت بسیار کوچک برآورد شوند. با توجه به روند کند کاهش مصرف در نتیجه‌ی اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها که طی آن قیمت نفت گاز حدودا ۱۰ برابر شده است، به نظر می‌رسد این کشش قیمتی کوچک منطقی‌تر و به رفتار مصرف‌کنندگان نزدیک‌تر باشد. نتیجه‌ی روش STSM نیز نشان می‌دهد که ساختار روند غیرثابت اما معین می‌تواند برای تقاضای نفت گاز مطلوب باشد. افزون بر این وقتی روند در الگو در نظر گرفته می‌شود رهیافت یوهانسن کم‌ترین قابلیت اتکا را دارا می‌باشد. بنابراین به محققان پیشنهاد می‌شود ضمن در نظر گرفتن روند معین از روش STSM برای الگوسازی تقاضای انرژی استفاده کنند.

فهرست منابع

آخانی، زهرا (۱۳۷۴). *برآورد تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل ایران (۷۴-۱۳۵۶)*. مجله‌ی برنامه‌ی و بودجه‌ی شماره‌ی ۳۸ و ۳۹.

آقایان، حسین (۱۳۸۸). *آمارنامه‌ی مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی زا سال*.۳۸۷، شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران، چاپ اول، پائیز.

آماده، ح. و همکاران (۱۳۸۸). *بررسی رابطه‌ی مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران*. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی. شماره‌ی ۸۶: ۳۸-۱.

آماده، ح. (۱۳۹۱). *تحلیل تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران*. طرح پژوهشی. دانشگاه علامه طباطبائی. ۱۳۹۰.

ابونوری، ع، و ش هیوا (۱۳۸۵). *برآورد تابع تقاضای بنزین طی دوره‌ی ۱۳۴۷-۸۱*، فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی: ۲۳۸-۲۰۵.

اسماعیل نیا، علی اصغر (۱۳۷۸). *برآورد تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی و پیش بینی آن طی برنامه‌ی سوم*. مجله‌ی برنامه و بودجه، شماره‌های ۴۶ و ۴۷.

چیت نیس، مونا (۱۳۸۴). *برآورد کشش قیمتی تقاضای بنزین با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی*. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی، سال پنجم، شماره‌ی سوم.

ختایی، محمود، و پ. اقدامی (۱۳۸۴)، *تخمین کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی ایران و پیش بینی آن تا سال۱۳۹۴*. فصل نامه‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۲۵. ص: ۴۶-۲۳.

زراء نژاد، م، و ف قپانچی (۱۳۸۶). *برآورد مدل تصحیح خطای تقاضای بنزین در ایران*. فصل‌نامه‌ی پژوهش‌های بازرگانی، شماره‌ی ۴۲، ص: ۵۲-۲۹.

شرکت بهینه‌سازی مصرف سوخت. اطلاعات حمل و نقل و انرژی کشور سال ۱۳۸۶. تهران ۱۳۸۹.کیفیت و مدیریت.

صادقی، حسین و همکاران (۱۳۸۸). *تخمین تابع تقاضای بنزین با استفاده از الگوریتم ژنتیک*. فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال ششم، شماره‌ی ۲۱، ص ۲۷-۱.

مزرعتی، محمد (۱۳۸۴). *پیش‌بینی مصرف بنزین تا سال ۱۴۰۰ و نقش مترو تهران در کاهش مصرف آن*. فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره‌ی ۴. ص: ۷۸-۵۷.

مؤسسه‌ی مطالعات بین المللی انرژی (۱۳۸۷). ترازنامه‌ی هیدروکربوری سال ۱۳۸۶ کشور. گروه مدیریت انرژی، ۱۳۸۷.

مهرگان، نادر (۱۳۸۸). *تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل*. پژوهش‌نامه‌ی حمل و نقل، سال ششم، شماره‌ی چهارم، زمستان ۱۳۸۸.

وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی. ترازنامه‌ی انرژی. سال‌های مختلف.

Amarawickrama, H.A. and L. C. Hunt (2007). Electricity demand for SriLanka: A Time Series Analysis; *SEED*, 120.

Bakirtas, T; S. Karbuz, and M. Bildirici (2000). An Econometric Analysis of Electricity Demand in Turkey; METU Studies in Development.

Beenstock, M. and P. Willcocks (1981). *Energy consumption and Economic Activity in Industrialised Countries; Energy Economics*. 3:225-232.

Dilaver, Z. and L.C. Hunt (2010).Industrial Electricity Demand for Turkey: A Structural Time Series Analysis.*SEED*, 129.

Eltony, M. (1993). Transport Gasoline Demand in Canada, *Journal of Transport Economics and Policy*,27: 249–253.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing; *Econometrica*, 55(2):251-76.

Graham, D.J. and Glasiter, S (2002). The Demand for Automobile Fuel :a Survey of Elasticities. *Journal of Transpor Economics and Policy*, 36(1):1-26.

Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*; Cambridge University Press, Cambridge.

Harvey, A. C (1997). Trends, Cycles and Autoregressions; *Economic Journal*, 107(440), 192-201.

Harvey, A. C. and Koopman, S. J. (1992). Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models; *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 377-389.

Hunt, L.C, G. Judge and Y. Ninomiya (2003). Underlying Trends and Seasonality in UK Energy Demand; *Energy Economics*, 25, 93-118.

Hunt, L.C. and Y. Ninomiya (2003). Underlying Trends and Seasonality: A Structural Time Series Analysis of Transport Oil Demand in UK and Japan; *The Energy Journal*, 24(3), 63-96.

Mazraati Mohammad (2007). Oil Demand in Transportation Sector in Iran: An Efficiency and Income Asymmetric Modeling Approach. *OPEC Review*, Vol. 31, No. 4, 261-280.

Samimi, R (1995). Road Transport Energy Demand in Australia: A *Cointegration Approach, Energy Economics, 17(4): 329-339.*