فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال چهارم/ شماره ۲/ تابستان ۱۳۹۶/ صفحات ۱۲۶-۱۰۳

بررسی تاثیر قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای: رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن-فیلتر[۱]

مجید فشاری*

استادیار اقتصاد دانشگاه خوارزمی، majid.feshari@gmail.com

هانیه غفوری بارجین

کارشناس ارشد مهندسی سیستم‌های اقتصادی و اجتماعی گرایش حمل و نقل دانشگاه خوارزمی، hanieh.ghafury@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۸/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۳/۰۲

چکیده

در سال‌های اخیر سیاست افزایش قیمت سوخت و به‌ویژه قانون هدفمندی یارانه‌ها به طور جدی اجرا شده و تأثیر متفاوتی بر بخش‌های مختلف اقتصادی و به ویژه بخش حمل و نقل جاده‌ای داشته است. در این راستا هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر قیمت سوخت بر تقاضای جمل و نقل جاده‌ای طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۵ است. برای دستیابی به این هدف، مدل تجربی تحقیق با بهره‌گیری از مبانی نظری تحقیق و رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر برآورد شده است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد متغیرهای تعداد وسایل نقلیه باربری و درآمد ملی تأثیر مثبت و متغیرهای میانگین عمر ناوگان و نرخ تورم دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای ایران در دوره زمانی مورد بررسی می‌باشند. بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش، مهمترین توصیه سیاستی مطالعه آن است که دولت با سیاست کنترل قیمت سوخت از کاهش تقاضای بار جابجا شده در بخش حمل و نقل جاده‌ای بکاهد. همچنین با اضافه نمودن ناوگان باری جدید و کاهش متوسط عمر ناوگان باری، به افزایش تقاضای بار جاده‌ای مبادرت ورزد.

واژه‌های کلیدی: تقاضای حمل و نقل جاده‌ای، قیمت سوخت، رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان، الگوریتم کالمن-فیلتر.

طبقه‌بندی JEL: C22، R41، R42.

---

[۱] مقاله حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده دوم در دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی است.

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱- مقدمه

بخش حمل و نقل در تمرکز و یا عدم تمرکز فعالیت‌های اقتصادی در مناطق مختلف کشور نقش بسزایی ایفا می‌کند. این بخش با ارائه خدماتی مانند انتقال کالای نیمه‌ساخته و نهایی به بازارهای مصرفی و جابجایی مسافران و بار نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. دستیابی به رشد اقتصادی مرهون پیشرفت و گسترش سیستم‌های حمل و نقل و شبکه‌های انتقال کالا به صورت مجهزتر و کارآمدتر می‌باشد. همچنان که بحث‌های تقسیم کار و تولید بین‌المللی در جریان است و بخش‌های تولیدی بسیاری در بازارهای نوظهور شکل می‌گیرد، با پراکنده شدن محل‌های تولید و مصرف، اهمیت موضوع جابجائی کالا به صورت روزافزونی افزایش می‌یابد. بنابراین توجه خاصی از سوی اقتصاد جهانی و کشورها نسبت به عناصر تشکیل‌دهنده صنعت حمل و نقل و بخش‌های خدماتی آن وجود دارد. زیرساخت‌ها، روش‌ها، توانایی‌ها و ابزار حمل، عناصر تعیین‌کننده تقاضا برای شکل‌های مختلف حمل و نقل می‌باشند.

مشخصه‌های بارز همه شیوه‌های حمل و نقل مصرف سوخت زیاد به عنوان یکی از اصلی-ترین کالاهای واسطه‌ای در فرآیند تولیدی است. در این میان سوخت مصرفی در صنعت حمل و نقل با توجه به شرایط ویژه تامین انرژی در جهان و چالش‌های مرتبط با آن دارای اهمیت بسزایی است. چرا که بخش عمده‌ای از میزان مصرف انرژی را نه تنها در کشور ایران بلکه در جهان به خود اختصاص داده است. حدود یک پنجم کل انرژی کشور در بخش حمل و نقل مصرف می‌شود، بنابراین هرگونه صرفه جویی در این بخش تاثیر بسزایی در مصرف کل انرژی کشور خواهد داشت (سیفی‌پور و امینی[1]، ۱۳۹۱). انرژی یکی از عمده‌ترین محرک‌های اقتصاد است و برنامه‌ریزی تولید و مصرف انرژی نقش عمده‌ای در پیشرفت و توسعه اقتصادی کشور خواهد داشت.

به دلیل وجود منابع عظیم نفت و گاز در کشور و دسترسی آسان و ارزان به این منابع، نقش هزینه انرژی در مقایسه با سایر هزینه‌ها، ناچیز است و شاید به این دلیل، حساسیت و انگیزه زیادی برای صرفه جویی و استفاده معقول از این موهبت الهی وجود ندارد. دو دیدگاه مختلف در زمینه تغییر قیمت حامل‌های انرژی در کشور وجود دارد؛ دیدگاه اول از افزایش قیمت حامل‌های انرژی حمایت می‌کند و بر این باور است که برای کاهش مصرف انرزی و بهبود بهره‌وری استفاده از آن در کشور، باید از سیاست های قیمتی

[1] Seyfipour and Amini (2012)

استفاده نمود. دیدگاه دوم بر بی‌کشش بودن مصرف سوخت نسبت به قیمت آن متکی است و در نتیجه افزایش یا آزادسازی قیمت انرژی را چندان موثر نمی‌داند و توصیه می‌کند که سیاست‌گذاران به ابزارهای غیرقیمتی از قبیل نوسازی ناوگان حمل و نقل، افزایش راندمان مصرف سوخت خودروها و گسترش انواع دیگر حمل و نقل توجه نمایند (کفایی و صبوری‌کارخانه[1]، ۱۳۹۰). لذا طی سال‌های اخیر دولت برای بهره‌وری و بهینه‌سازی مصرف سوخت، سیاست افزایش قیمت سوخت را مطرح (بکارگیری دیدگاه اول) و به عنوان راهکار، اجرائی نموده که می‌تواند موجب اصلاح الگوی مصرف و حرکت به سمت کارآیی انرژی شود. تاثیرات خاص افزایش قیمت سوخت بر سیستم حمل و نقل جاده‌ای کالا از جمله‌ی مهم‌ترین پارامتر قابل بررسی در این فرآیند است.

بخش حمل و نقل بر مبنای آمار و اطلاعات موجود یکی از بزرگترین بخش‌های مصرف کننده انرژی بوده و نیز عمده‌ترین مصرف‌کننده فرآورده‌های نفتی به شمار می‌رود که دارای رشد مصرف فزاینده‌ای نیز نسبت به سال‌های قبل است، به طوری که میزان مصرف سالیانه انرژی در این بخش از ۱۲/۵ میلیون بشکه در سال ۱۳۴۶، به، ۲۹۹/۷ میلیون بشکه در سال ۹۱ رسیده است (ترازنامه‌انرژی[2]،۱۳۹۱).

علاوه بر این، بخش حمل و نقل با ۲۱/۶۷ درصد بالاترین سهم را میان دیگر بخش‌ها در کل مصرف نهایی دارد. در این میان، بخش حمل و نقل جاده‌ای، مهمترین شیوه حمل و نقل است. این بخش در هر کشوری، بالاترین سهم به لحاظ جابجایی کالا و مسافر و به همان نسبت، مصرف سوخت را به خود اختصاص داده است. در بیشتر کشورها، بیش از ۷۵ درصد از سوخت مصرفی در بخش زمینی – جاده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد (فطرس[3]، ۱۳۹۳).

اگر چه مصرف انرژی دراین بخش همواره روندی صعودی در طی دوره مورد بررسی داشته است اما این افزایش مصرف، تماماً در نتیجه افزایش کارآیی و رشد واقعی ارزش افزوده این بخش که بالطبع مصرف انرژی بیشتری را می‌طلبد، نبوده است بلکه طی بررسی‌های به عمل آمده می‌توان بخشی از آن را نتیجه افزایش خودروها در دهه اخیر و بالا بودن متوسط عمر خودروها و در نتیجه پایین بودن کارآیی انرژی در آنها و بالا بودن متوسط

[1] Kafaei and Sabouri Karkhaneh (2011)
[2] Energy Balance Sheet (2012)
[3] Fotros (2014)

مصرف سوخت خودروهای جدید تولید داخل کشور به دلیل پایین بودن فناوری به کار رفته در تولید آنها دانست. ترازنامه انرژی ایران نشان می‌دهد که در سال ۱۳۹۲ بخش حمل و نقل زمینی (جاده‌ای و ریلی) حدود ۸۷ درصد کل انرژی مصرفی بخش حمل و نقل را به خود اختصاص داده است که عمده این مصرف، حمل و نقل جاده‌ای است (اطلاعات حمل و نقل و انرژی کشور[۱]،۱۳۹۲).

مروری بر مطالعات انجام شده همانند مطالعات، برونل[۲] (۲۰۰۵)، افندی‌زاده و قلی‌زاده[۳] (۱۳۸۷)، سیفی‌پور و بیات[۴] (۱۳۹۰) و سیفی‌پور و امینی (۱۳۹۱) نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه مستقیمی در زمینه تاثیر افزایش قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای با استفاده از رهیافت فضا-حالت صورت نگرفته است. لذا برای جبران خلأ مطالعاتی موجود، مسأله اصلی این مطالعه بررسی چگونگی اثرگذاری قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای ایران با بهره‌گیری از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۷۵ می‌باشد. برای این منظور در ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم به مبانی نظری تحقیق پرداخته شده و در ادامه مهمترین مطالعات انجام شده خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرند. در قسمت چهارم به روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده و در بخش پنجم نتایج تجربی تحقیق مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. قسمت پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی نتایج و ارائه پیشنهادهای سیاست‌گذاری اختصاص یافته است.

۲- مبانی‌نظری تحقیق

در این بخش ابتدا به جایگاه بخش حمل و نقل در اقتصاد کشور پرداخته شده و در ادامه تابع تقاضای حمل و نقل بار ارائه می‌شود.

۲-۱- جایگاه بخش حمل و نقل در اقتصاد کشور

نقش صنعت حمل و نقل در رشد و شکوفایی کشور انکارناپذیر می باشد. براساس آمار و اطلاعات موجود سهم ارزش افزوده بخش حمل و نقل از کل کشور رقم قابل توجهی بوده و طی ۱۰ سال گذشته نیز روند رو به رشدی داشته است. در این میان سهم ارزش افزوده

[1] Energy and Transportation Statistics (2013)
[2] Brunel
[3] Afandizadeh and Gholizadeh (2008)
[4] Seyfipour and Bayat (2011)

زیربخش حمل و نقل جاده‌ای بیش از سایر زیربخش ها بوده و همواره بیش از ۹۰درصد ارزش افزوده بخش حمل و نقل مربوط به حمل و نقل جاده‌ای بوده است. این رقم در سال ۱۳۷۹بیش از ۹۴ درصد برآورد شده است. با توجه به بستر مناسب در زمینه حمل و نقل جاده ای، توجه و سرمایه‌گذاری مناسب تر در این بخش ضروری به نظر می‌رسد. در مقوله تخصیص اعتبارات عمرانی نیز سهم زیربخش جاده‌ای به مراتب بیشتر از سایر زیربخش‌های حمل و نقل می‌باشد. کشور ایران در ردیف کشورهایی است که سهم بالایی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی میان ایران و هشت کشور جهان را دارا می‌باشد. با توجه به اینکه در کشور سهم بالایی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل معطوف شده است لذا بعید به نظر می‌رسد که معضلات مربوط به این بخش به مسائل مالی منحصر گردد. بلکه باید در جست وجوی رفع عوامل و مشکلاتی نظیر مسئله تقاضا، ناهماهنگی طرح های حمل ونقلی با طرح های تولیدی و کارآیی نامطلوب سرمایه بود. بنابراین لازم است ابتدا برآوردی صحیح از انباشت و تشکیل سرمایه در این بخش حاصل شده و سپس برای اصلاح عوامل فوق اقدام شود.

۲-۲- تابع تقاضای حمل و نقل بار

حمل و نقل به مجموعه ای از فعالیت‌های جابجایی انسان و کالا در اقتصاد اطلاق می‌شود. بخش قابل ملاحظه‌ای از خدمات حمل و نقل به صورت نهایی و بخشی دیگر در فرآیند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد.

به لحاظ نظری، تقاضا برای حمل و نقل، عمدتا در گروه تقاضای مشتق دسته بندی می-شود که از تقاضا برای دیگر کالاها و خدمات ناشی می‌گردد. به این ترتیب، خدمات حمل و نقل فی نفسه مورد تقاضای نهایی و واسطه ای قرار نمی‌گیرند، بلکه تقاضای آنها مستلزم پیدا شدن تقاضا برای دیگر کالاها و خدمات وابسته است که اهمیت این بخش را در زمینه سازی برای فعالیت‌های دیگر بخش‌ها نشان می‌دهد (شریفی[1]، ۱۳۹۰).

با افزایش تقاضا برای محصولات، تقاضا برای تسهیلات حمل و نقل نیز افزایش می‌یابد. میزان تقاضا برای حمل ونقل که به وسیله تعداد وسایط نقلیه و میزان مسافت طی شده سنجیده می‌شود، بطور مستقیم با میزان تقاضا برای کالاها و خدمات ارتباط دارد. متخصصان ادعا می‌کنند هیچکس از حمل بار از یک (یا چند) مبدا به یک (یا چند) مقصد مطلوبیت مستقیمی نمی‌برد، بلکه این امر به این دلیل صورت می‌گیرد که بار حمل شده

[1] Sharifi (2011)

بیشتر به دلیل تولید (مصرف واسطه ای) و یا برای مصرف نهایی اتفاق می‌افتد. به همین دلیل تقاضا برای حمل بار را به صورت تقاضای ثانویه معرفی نموده‌اند و برای برآورد تقاضای حمل بار از روش برآورد توابع تقاضای مشتق استفاده می‌کنند. طبق این اصل، حمل و نقل بار را نوعی نهاده برای فرآیند تولید معرفی می‌کنند. تقاضای تولیدکننده برای نهاده‌ها از تقاضا برای کالاهایی که تولید می‌کند، استخراج می‌شود.

مدل‌های اولیه تقاضای انرژی به صورت کلی زیر است:

$$E_j = a \times P_i^{\alpha} \times P_j^{\theta} \times I^{\gamma} \qquad (۱)$$

که در آن:

E_j: تقاضا برای سوخت j

P_i : قیمت سوخت i

P_j: قیمت سوخت j

I: درآمد یا تولید ناخالص داخلی

a عرض از مبدا مدل و γ و θ و α کشش‌های کوتاه مدت مدل هستند. در مدل‌های شبیه-سازی، تقاضای انرژی به صورت بخشی مطالعه شده و انرژی به صورت انرژی مفید لازم مورد بررسی قرار می‌گیرد.

به طور کلی مدل‌های مورد بحث در تقاضای انرژی به چهار گروه تقسیم‌بندی می‌شوند:

۱- مدل‌هایی که ارتباط مصرف و کل متغیرهای اقتصادی را آزمون می‌کنند.

۲- مدل‌هایی که تخصیص سوخت را با توجه به نوع سوخت مصرفی در اقتصاد یا در بخش ویژه بهینه می‌کند.

۳- مدل‌های تقاضای انرژی بخشی که مصرف را دربخش یا زیر بخش ویژه اقتصادی بررسی می‌کند.

۴- مدل‌های سیستم‌های انرژی که بررسی کلی از عرضه و تقاضا برای انواع منابع انرژی و مقایسه‌های بین‌المللی را ممکن می‌سازد.

تابع تقاضای انرژی در بخش حمل و نقل یک تابع تقاضای مشتق است. بنابراین، مصرف انرژی نهایی نیست و تقاضای حمل و نقل بار از تقاضای حمل و نقل مشتق می‌شود. هرچه تقاضای حمل و نقل افزایش یابد، تقاضای بنزین نیز بیشتر خواهد یافت. عواملی که در تقاضای حمل و نقل اثر دارد، بطور مستقیم و غیر مستقیم، روی تقاضای حمل و نقل

جاده‌ای نیز تأثیر گذار است بنابراین در تابع تقاضای حمل و نقل بار این عوامل باید در نظر گرفته شود.

مدل تقاضای انرژی زیر را در نظر بگیرید:

$$G = f(P_G, Y, V) \quad (۲)$$

در این مدل علاوه بر قیمت سوخت (P_G) و درآمد (Y)، تعداد خودروهای موجود (V) نیز بر تقاضا اثر می‌گذارند. بنابراین باید موجودی خودروهای کشور را در مدل در نظر گرفت (دال و استرنر[1]، ۱۹۹۱).

با توجه به جمع‌بندی مبانی‌نظری می‌توان استدلال نمود که قیمت سوخت، تعداد ناوگان، متوسط عمر ناوگان و متغیرهای کلان اقتصادی همانند تولید و درآمد ملی و نرخ تورم از متغیرهای مؤثر بر تقاضای حمل و نقل محسوب شده که لازم است در بخش مدل‌سازی تحقیق این عوامل مورد توجه قرار گیرند.

۳- پیشینه تحقیق

در این بخش به مهمترین مطالعات انجام شده در زمینه تأثیر قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل در قالب مطالعات خارجی و داخلی پرداخته می‌شود.

۳-۱- مطالعات خارجی

بکو[2] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به برآورد تابع تقاضای مسافری راه‌آهن در اسلونی طی سال-های ۱۹۸۵-۲۰۰۲ می‌پردازد. نتایج این مطالعه بیانگر این است که تابع تقاضای مسافری راه آهن نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است. ضریب کشش درآمدی کمتر از یک در اسلوانی نشان داد که خدمات حمل و نقل مسافری یک کالای نرمال است.

اسمال و ون دندر[3] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای به بررسی اثر قیمت‌های انرژی بر تقاضای حمل ونقل ایالات متحده امریکا برای سال‌های ۱۹۹۶-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. در این پژوهش تغییرات مصرف سوخت حمل و نقل جاده ای برای هر فرد (بزرگسال) ناشی از سه عامل تغییرات میزان سفر، تغییرات موجودی وسیله نقلیه، تغییرات فراوانی متوسط سوخت وسایل نقلیه فرض می‌شود. میزان سفر بزرگسالان در هر مایل تابعی خطی از قیمت سوخت، اثر تقابلی قیمت سوخت و درآمد شهری، اثر تقابلی قیمت و جمعیت شهری و

[1] Dahl and Sterner
[2] Jani Beko
[3] Small and Van Dender

تابع غیرخطی از هزینه سوخت در هر مایل در نظر گرفته است . نتایج به دست آمده نشان می‌دهد متغیر درآمد نسبت به قیمت سوخت تاثیر بیشتری بر میزان سفر دارد، اما هزینه سوخت تاثیر معنی داری بر میزان سفر ندارد.

کوتو و مایا[1] (۲۰۰۹) در مقاله‌ای تابع تقاضای حمل ونقل ریلی ۲۷ شرکت فعال درکشورهای اروپائی را برای سال های ۹۹- ۱۹۹۰ برآورد نموده‌اند. برای این منظور تقاضا را تابعی از درآمد، قیمت سوخت، قیمت سوخت جانشین، عوامل اجتماعی، عوامل جغرافیایی و محیطی و زمانی در نظر گرفته‌اند. نتایج به دست آمده از تخمین تابع تقاضا نشان می‌دهد تقاضای حمل و نقل ریلی نسبت به قیمت سوخت کم کشش اما نسبت به قیمت سوخت جانشین پرکشش است.

یانگ و همکاران[2] (۲۰۱۰) به بررسی و توسعه یک مدل پرداخت یارانه به حمل و نقل عمومی شهری در شهر بیجینگ چین پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد شکاف حجم مسافر در هر شیوه از حمل و نقل، سهم کمی از یارانه پرداختی به حمل و نقل عمومی از کل درآمد حکومت را فراهم می‌نماید، و لازم است حکومت محلی این شهر سطح حمایت‌های مالی از حمل و نقل عمومی را با محوریت سیاست پایین نگه داشتن هزینه حمل مسافر، افزایش دهد.

فوکوت[3] (۲۰۱۲) در مقاله خود روند کشش درآمدی و قیمتی تقاضای حمل و نقل را طی سال های ۲۰۱۰-۱۸۵۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش حاکی از این است که در اواسط قرن نوزدهم کشش درآمدی و قیمتی حمل مسافر بسیار بالا بوده و سپس به مرور زمان کاهش یافته است.

لینگ‌خو و همکاران[4] (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات کوتاه‌مدت افزایش قیمت سوخت بر تقاضای سفر در شهرهای مالزی طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداخته و به این نتیجه رسیدند که افزایش قیمت سوخت منجر به کاهش بار ترافیک و افزایش استفاده از وسایل حمل و نقل عمومی و کاهش تقاضای حمل و نقل جاده‌ای شده است.

---

[1] Couto and Maia
[2] Yang et al.
[3] Fouquet
[4] Ling Khoo

ماتاجیچ و همکاران[1] (۲۰۱۵) با بهره‌گیری از سیستم معادلات تفاضلی به بررسی تأثیر قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای اسلوونی طی سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۵ پرداخته و نتیجه می‌گیرند قیمت سوخت تأثیر منفی و معنی‌دار بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای دارد. علاوه بر این، افزایش سطح کیفیت خدمات حمل و نقل ریلی منجر به کاهش تقاضای حمل و نقل جاده‌ای شده و تمایل به استفاده از حمل و نقل ریلی را افزایش می‌دهد.

مستپا و همکاران[2] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر قیمت سوخت و انتشار گاز دی‌اکسید کربن بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای در مالزی طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ می‌پردازند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش قیمت سوخت و انتشار گاز دی‌اکسید کربن، تقاضای حمل و نقل جاده‌ای را در این کشور کاهش داده است.

۳-۲- مطالعات داخلی

اسماعیل‌نیا[3] (۱۳۷۹) به بررسی تاثیر افزایش قیمت بنزین روی مصرف آن بر اساس مدلهای فضا – حالت و کالمن فیلتر پرداخته است. وی در پژوهش خود بر اساس تکنیک کالمن فیلتر نتیجه می‌گیرد که حساسیت مصرف‌کننده با تغییر قیمت واقعی تغییر یافته و مصرف سرانه بنزین (مصرف بنزین به ازای هر خودرو) با افزایش قیمت واقعی کاهش می‌یابد.

خاکساری و بازدار اردبیلی[4](۱۳۸۵) به برررسی کشش‌پذیری تقاضای سوخت در حمل و نقل زمینی کشور پرداخته‌اند. آنها در برآورد تابع تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده آل[5] استفاده کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که تقاضای بنزین و گازوئیل در بخش حمل و نقل جاده‌ای و ریلی نسبت به تغییرات قیمت سوخت کم کشش می‌باشد. بدین ترتیب که به ازای افزایش یک درصد در قیمت سوخت تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی کمتر از یک درصد کاهش می‌یابد. همچنین کشش درآمدی سوخت در بخش حمل و نقل زمینی کمتر از واحد

---

[1] Matajic et al.
[2] Mustapa et al.
[3] Esmailnia (2000)
[4] Khaksari and Ardebili (2006)
[5] Almost Ideal Demand System

می‌باشد که نشان می‌دهد در ازای افزایش یک درصد، ارزش افزوده تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی در ایران کمتر از یک درصد افزایش می یابد.

افندی‌زاده و قلی‌زاده (۱۳۸۷) در مقاله خود به برآورد تابع تقاضای خدمات حمل مسافر در سیستم حمل و نقل جاده‌ای به روش همجمعی پرداخته‌اند. آنها به این نتیجه رسیدند که درآمد ناخالص داخلی بیشترین تاثیر را روی میزان تقاضای حمل و نقل مسافری در سیستم جاده‌ای دارد.

کفایی و صبوری‌کارخانه (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با استفاده از جدول داده - ستانده ۱۳۸۰ به دنبال تعیین آثار تورمی اجرای سیاست های قیمتی بر بخش حمل و نقل جاده‌ای کشور و نیز بر تورم کل اقتصاد بودند. آنها از سه سناریوی مختلف (افزایش ۲۰۰ درصد قیمت بنزین، افزایش ۲۰۰ درصد قیمت گازوئیل و افزایش همزمان ۲۰۰ درصد هر دو) استفاده کردند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که در سناریوی اول، تورم بخش حمل و نقل جاده‌ای بار و مسافر بترتیب ۶ و ۹ درصد و سطح عمومی قیمتها نیز ۴/۳ درصد افزایش می‌یابند. در سناریوی دوم، تورم در دو زیربخش جاده‌ای بار و مسافر ۴/۲ و ۴/۵ درصد و تورم کل کشور هم ۲/۲ درصد افزایش می‌یابند. بالاخره در سناریوی سوم، زیربخش‌های جاده‌ای بار و مسافر بترتیب با تورمی معادل ۱۰/۲ و ۱۳/۵ درصد و کل کشور نیز با تورم ۶/۵ درصد روبرو می‌شوند.

سیفی‌پور و امینی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر افزایش قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل باری ریلی و تغییر سهم آن از کل حمل و نقل زمینی برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۰پرداختند. آنها از داده‌های کرایه حمل بار توسط ریل، کرایه حمل بار توسط جاده، قیمت سوخت، درآمد ملی و تعداد واگن به عنوان متغیرهای توضیح دهنده تقاضای حمل ونقل ریلی برای برآورد مدل به روش همجمعی استفاده نمودند، نتایج مطالعه نشان‌دهنده این است که افزایش قیمت سوخت منجر به افزایش تقاضای حمل و نقل باری ریلی خواهد شد و می‌تواند سهم بار ریلی را از کل بار جابجا شده زمینی افزایش دهد.

فطرس (۱۳۹۳) به برآورد تابع تقاضای انرژی بخش حمل و نقل جاده‌ای ایران طی سال-های ۱۳۹۲ – ۱۳۷۵ پرداخته است. نتایج تحقیق موید آن است که متغیر موجودی وسایل نقلیه، تاثیر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای انرژی دارد. کشش قیمتی حامل های انرژی

بنزین و گاز طبیعی منفی و معنی‌دار است. همچنین، کشش قیمتی نفت گاز اثر معنی-داری بر تقاضای انرژی این بخش در طی دوره مورد مطالعه نداشته است. اما کشش درآمدی تقاضای انرژی مثبت و معنی‌دار بوده است.

مروری بر سابقه پژوهش‌های انجام شده و به ویژه مطالعات داخلی نشان می‌دهد که تاکنون به بررسی تأثیر افزایش قیمت سوخت در طول زمان بر سیستم حمل و نقل کشور و به ویژه حمل و نقل جاده‌ای با بهره‌گیری از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر پرداخته نشده و لذا انجام این مطالعه به صورت کاربردی در بخش حمل و نقل جاده‌ای حائز اهمیت بوده و بر نوآوری این پژوهش می‌افزاید.

۴- روش‌شناسی تحقیق

در این مطالعه با بهره‌گیری از مبانی نظری و با الهام از مطالعات تجربی فوکوت (۲۰۱۲) و لینگ‌خو و همکاران (۲۰۱۲)، مدل تجربی تحقیق در قالب فرم لگاریتمی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LnG_t = \beta_{0t}+\beta_{1t}\ln NI_t + \beta_{2t}\,\mathrm{Ln}P_t+ \beta_{3t}\mathrm{Ln}\,N_t+\beta_{4t}\mathrm{Ln}\,Age_t+\beta_{5t}\,\mathrm{Ln}INF_t + U_t \quad (۳)$$

$$\beta_{jt} = \varphi_{j\beta_{jt-1}} + e_{jt} \quad (۴)$$

به طوری که:

LnG_t: لگاریتم میزان بارجابجا شده توسط جاده (تن)؛ میزان کل کالای جابجا شده در سطح کشور در سال t.

LnP_t: لگاریتم قیمت سوخت (ریال/ لیتر). قیمت سوخت در این مطالعه با توجه به وسیله نقلیه باری در جاده گازوئیل در نظر گرفته شده است (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰).

$LnNI_t$: لگاریتم درآمدملی (برحسب میلیاردریال) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰.

LnN_t: موجودی وسایل نقلیه باری (دستگاه): تعداد کل وسایل نقلیه باری در هر سال (طبق بررسی مطالعات انجام شده به جای متغیر جمعیت از موجودی وسایل نقلیه استفاده شده است).

$LnAge_t$: میانگین عمر ناوگان (سال).

$LnINF$: لگاریتم نرخ تورم به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ بوده و دوره زمانی تحقیق از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. شایان ذکر است که برای تخمین مدل فوق از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر بهره گرفته شده است.

رهیافت پارامترها با ضرایب تصادفی یکی از جدیدترین تکنیک‌های در ادبیات اقتصادسنجی است که امکان تخمین متغیرهای غیر قابل مشاهده[۱] یا متغیرهای حالت را در سیستم معادلات فراهم می‌نماید. به طورکلی، سیستم‌های پویا در اقتصادسنجی در یک فرم عمومی شناخته شده می‌توانند به عنوان مدل‌های فضا- حالت ارائه شوند.

رهیافت TVP، ناپایداری ساختاری در ضرایب مدل را بررسی نموده و امکان تغییر پارامترهای مدل طی زمان را فراهم می‌نماید. علاوه بر این، یکی از مزایای مهم این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری زمانی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS)[۲] این است که در این رهیافت نیازی به بررسی آزمون های ریشه‌ی واحد در مورد متغیرهای سری زمانی نبوده و هیچ ضرورتی در مورد پایایی متغیر در سطح نیست. از این رو، در این رهیافت محقق نباید نگران ناپایایی متغیرها و تفاضل گیری متغیرهای سری‌های زمانی باشد.[۳] به منظور پی بردن به اهمیت روزافزون مدل‌های فضا-حالت بخشی از کاربردهای این رهیافت ارائه می‌شود. از آنجایی که نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهای غیر قابل مشاهده‌ای نظیر درامد دائمی، انتظارات، نرخ بهره‌ی واقعی انتظاری، تولید بالقوه، دستمزد شرطی و شوک‌های طرف عرضه و تقاضا می‌باشند، مدل‌های فضا-حالت که توانایی ملحوظ نمودن این متغیرها را در مدل دارا می‌باشند، می‌توانند کاربرد وسیعی در مباحث اقتصادی داشته باشند. همچنین مدل‌هایی که در آنها پارامترها در طول زمان در حال تغییرند نیز از مدل‌های فضا-حالت استفاده می‌کنند. در مدل‌های کلان سنجی (DSGE)[۴] نیز از رهیافت مدل های فضا-حالت استفاده می‌شود. این مدل‌ها در قالب مدل‌های انتظارات عقلایی (RE)[۵] بسط و توسعه یافته‌اند. وجود شوک‌های طرف عرضه و تقاضا به عنوان متغیرهای غیر قابل مشاهده در این مدل‌ها سبب شده تا مدل‌های فضا-حالت و رهیافت کالمن فیلتر در برآورد پارامترها نقش اساسی ایفا کنند.

دو مزیت عمده برای بیان سیستم‌های پویا در حالت فضا-حالت وجود دارد. اول اینکه این گونه مدل‌ها اجازه می‌دهد متغیرهای غیر قابل مشاهده (که به عنوان متغیرهای حالت شناخته می‌شوند) در سیستم قرار گیرند و سیستم مطابق با آن تخمین زده شود. دوم

---

[1] Unobserved Variables
[2] Ordinary Least Squares
[3] Frechtling
[4] Dynamic Stochastic General Equilibrium
[5] Rational Expectation

اینکه مدل‌های فضا- حالت می‌توانند با استفاده از الگوریتم کواریانس کاملاً برگشت پذیر که به فیلتر کالمن[۱] معروف است، تخمین زده شوند. فیلتر کالمن برای ارزیابی تابع حداکثر راستنمایی و همچنین پیش‌بینی و هموارسازی متغیرهای حالت[۲]مورداستفاده قرارمی-گیرد. درادبیات اقتصادسنجی، بیشتر مدل‌های سری زمانی، اعم از مدل‌های رگرسیون خطی و مدلهای ARIMA[۳]می‌تواند به عنوان حالت خاصی از مدل‌های فضا- حالت بیان و تخمین زده شود.

یکی دیگر از کاربردهای روش کالمن فیلتر برای حالتی است که ضرایب متغیرهای مدل طی زمان تغییر نماید که در این حالت مدل های TVP را خواهیم داشت. در این صورت، کاربرد مهم مدل های فضا-حالت با پارامترهای تصادفی متغیر برای رگرسیونی است که ضرایب آن طی زمان تغییر پیدا می‌کند. به طوری که اگر معادله‌ی زیر درنظر گرفته شود:

$$Y_t = X_t'\beta + \omega_t \quad (۵)$$

که در آن X_t یک بردار$(K \times 1)$ از متغیرهای از پیش تعیین شده و برونزاست که مستقل از جملات اختلال ω_t است، تحت این شرایط بردار ضرایب پارامترها طی زمان به صورت زیر تغییر می‌کنند:

$$\beta_{jt} = \varphi_j \beta_{jt-1} + e_{jt} \quad (۶)$$

اگر در رابطه ۶ هر یک از عناصر ماتریس φ_j برابر واحد باشد، درآن صورت معادله‌ی ۴ یا معادله انتقال از گام تصادفی[۴] به صورت زیر تبعیت خواهد کرد:

$$\beta_{jt} = \beta_{jt-1} + e_{jt} \quad (۷)$$

اگر معادله‌ی انتقال دارای فرآیند گام تصادفی باشد، در آن حالت β_t ناپایا خواهد بود. در معادله (۷) e_{jt} بیانگر شوک های خارجی وارد شده به معادله است که ممکن است این شوک‌ها به دلیل تغییر در سیاست‌های اقتصادی یا انتقال رژیم اقتصادی در زمان t باشد.[۵]

ار آنجا که $\beta_{jt-1} = \beta_{jt-2} + e_{jt-1}$ است، با جایگذاری آن در رابطه (۷) عبارت $\beta_{jt} = \beta_{jt-2} + e_{jt-1} + e_{jt}$ به دست می‌آید. با جایگذاری سایر وقفه‌های t در رابطه (۷) در نهایت رابطه زیر حاصل خواهد شد:

---

[1] Kalman Filter
[2] State Variables
[3] Auto Regressive Integrated Moving Average
[4] Random Walk
[5] Song and Witt

$$\beta_{jt} = \beta_{j0} + \sum_{h=0}^{n} e_{jt-k} \quad (۸)$$

رابطه (۸) نشان می‌دهد که مقدار پارامترها در زمان t برابر با مقدار اولیه پارامترها و مجموع شوک‌های بیرونی در n دوره گذشته است. در مورد نحوه تصریح معادله انتقال می‌توان بیان کرد که ساختار معادله انتقال به وسیله‌ی معیارهای خوبی برازش مدل تعیین می‌شود. لازم به ذکر است که برای تصمیم‌گیری در مورد تصحیح مناسب معادله‌ی انتقال باید از ملاک‌های دیگری نظیر تعیین وقفه‌ی آکائیک و شوارترز و همچنین مدل‌های خود رگرسیونی (AR)، میانگین متحرک (MA) یا ترکیبی از مدل های خود رگرسیونی و میانگین متحرک (ARMA) استفاده نمود.[1]

۵- نتایج تجربی تحقیق

در این بخش ابتدا آمار توصیفی از متغیرهای مدل ارائه شده و در ادامه بر اساس روند متغیرهای تحقیق و در صورت احتمال شکست ساختاری از آزمون زیوت و اندریوز برای بررسی سال شکست استفاده می‌شود. پس از بررسی شکست ساختاری، رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر برای تخمین وضعیت نهایی[2] متغیرهای توضیحی و اثر آنها بر لگاریتم میزان بار جابجا شده توسط جاده(تن) مورد استفاده قرار می‌گیرد. جدول زیرخلاصه ی آمار توصیفی مربوط به متغیرها را بیان می‌کند.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

آمار توصیفی متغیرها	کالای جابجا شده (تن)	سن ناوگان	تعداد وسیله نقلیه باری	درآمد ملی	قیمت سوخت
میانگین	۲/۴۲*۱۰^۸	۱۸/۷۵	۲۴۸۶۶۰	۶۷/۵	۵۲۰/۵۳
میانه	۲/۵۲*۱۰^۸	۱۹/۰۶	۲۱۴۵۳۸	۶۷	۴۵۷
ماکزیمم	۳/۸۵*۱۰^۸	۲۱/۶	۴۲۲۸۶۸	۱۰۰	۱۵۰۰
مینیمم	۳/۸۵*۱۰^۸	۱۵/۵	۱۷۷۷۷/۴	۳۹/۱	۲۰۰
انحراف معیار	۱/۰۴*۱۰^۸	۱/۹	۸۰۷۲۹/۹۸	۱۹/۴۱	۳۲۹/۳۱
چولگی	-۰/۰۸	-۰/۱۵	۱/۰۴	۰/۱	۱/۷۶
کشیدگی	۱/۴۶	۱/۸۸	۲/۶۴	۱/۶۴	۵/۵۹
تعداد مشاهدات	۱۹	۱۹	۱۹	۱۹	۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق می‌توان بیان کرد که میانگین قیمت سوخت بر حسب ریال/ لیتر برابر با ۵۲۰/۵۳ بوده و چولگی و کشیدگی آن به ترتیب برابر با ۱/۷۶ و ۵/۵۹ می‌باشد.

[1] Harvey
[2] Final State

پس از بررسی آمار توصیفی متغیرهای تحقیق و به منظور اطمینان از شکست ساختاری در متغیرهای تحقیق لازم است از آزمون ریشه واحد زیوت – اندریوز استفاده شود. دلیل استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز برای آزمون پایایی متغیرها این است که این آزمون، سال شکست ساختاری را به صورت درونزا تعیین نموده در حالیکه آزمون‌های متعارف دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون سال شکست ساختاری را در رفتار متغیرهای سری زمانی در نظر نمی‌گیرند. همچنین آزمون پرون نیز سال شکست را به صورت برونزا در نظر گرفته که این امر منجر به نتیجه‌گیری نادرست از نامانایی متغیرهای سری زمانی می‌شود. علاوه بر این، احتمال وجود شکست ساختاری در رفتار متغیرهای تعداد وسیله نقلیه، قیمت سوخت و درآمد ملی بر اساس نمودار آن‌ها وجود داشته که این امر ضرورت استفاده از آزمون‌های ریشه‌ی واحد با در نظر گرفتن شکست ساختاری را آشکار می‌سازد. زیوت و اندریوز[1] (۱۹۹۱) برای تعیین درونزای سال شکست ساختاری مدل‌های زیر را ارائه می‌نمایند:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۹)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۰)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + +\theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (۱۱)$$

در مدل‌های فوق، متغیر DU معرف متغیر مجازی است که برای سال‌های بزرگتر از زمان شکست برابر با یک و برای سایر سال‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند. همچنین متغیر DT نیز نشان دهنده متغیر مجازی بوده که برای سال‌های بزرگتر از شکست ساختاری مقدار آن برابر با $(t - TB)$ و برای سایر زمان‌ها مقدار آن صفر می‌باشد. معادلات فوق به ترتیب تغییر در عرض از مبدأ، تغییر در شیب و تغییر همزمان عرض از مبدأ و شیب را نشان می‌دهند. برای انجام آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز فرضیه $\alpha = 0$ در مقابل فرضیه $\alpha < 0$ آزمون گردیده و در صورت رد فرضیه صفر، متغیر مورد نظر (y_t) پایا است. برای آزمون زیوت و اندریوز یک فاصله زمانی به صورت ۰/۱۵T <TB<۰/۸۵T در نظر گرفته شده و هر یک از معادلات فوق به روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های مختلف برآورد می‌شود. در این آزمون انتخاب سال شکست ساختاری بر اساس کمترین مقدار آماره t هر یک از معادلات رگرسیون تعیین می‌شود (فطرس و منصوری گرگری، ۱۳۸۸: ۴۳-۴۴). نتایج آزمون زیوت و اندریوز به صورت جدول زیر است:

[1] Zivot and Andrews

جدول (۲): نتایج آزمون زیوت – اندریوز برای متغیرهای تعداد وسیله نقلیه، قیمت سوخت، متوسط عمر ناوگان و درآمد ملی

نام متغیر	سال شکست بر اساس آماره زیوت و اندریوز	مقدار آماره t
N	۱۳۸۴	-۶/۵
NI	۱۳۸۷	-۳/۶
P	۱۳۹۰	-۹/۹۶
Age	۱۳۸۴	-۴/۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آماره آزمون زیوت و اندریوز می‌توان بیان کرد که متغیر N (تعداد وسیله نقلیه) در سال NI،۱۳۸۴ (درآمد ملی) در سال ۱۳۸۷، Age (متوسط عمر ناوگان) در سال ۱۳۸۴ و متغیر P (قیمت سوخت) در سال ۱۳۹۰ دارای شکست ساختاری می‌باشند. زیرا کمترین مقدار آماره آزمون t برای این چهار متغیر در این سال‌ها وجود داشته و قدر مطلق مقدار آماره t از مقدار بحرانی جدول بزرگتر می‌باشد. نکته قابل توجه در آزمون زیوت و اندریوز درون‌زا فرض شدن سال شکست ساختاری می‌باشد. بنابراین به ازای چهار سال شکست متفاوت برای این متغیرها، چهار متغیر du_1 , du_2 , du_3, du_4 به عنوان متغیرهای مجازی در نظر گرفته شده و در مدل تحقیق ملحوظ می‌شوند. با لحاظ نمودن متغیر مجازی du_1 (شکست ساختاری متغیرP) به مدل تحقیق، نتایج برآورد بدون متغیر میانگین عمر ناوگان به صورت جدول زیر است:

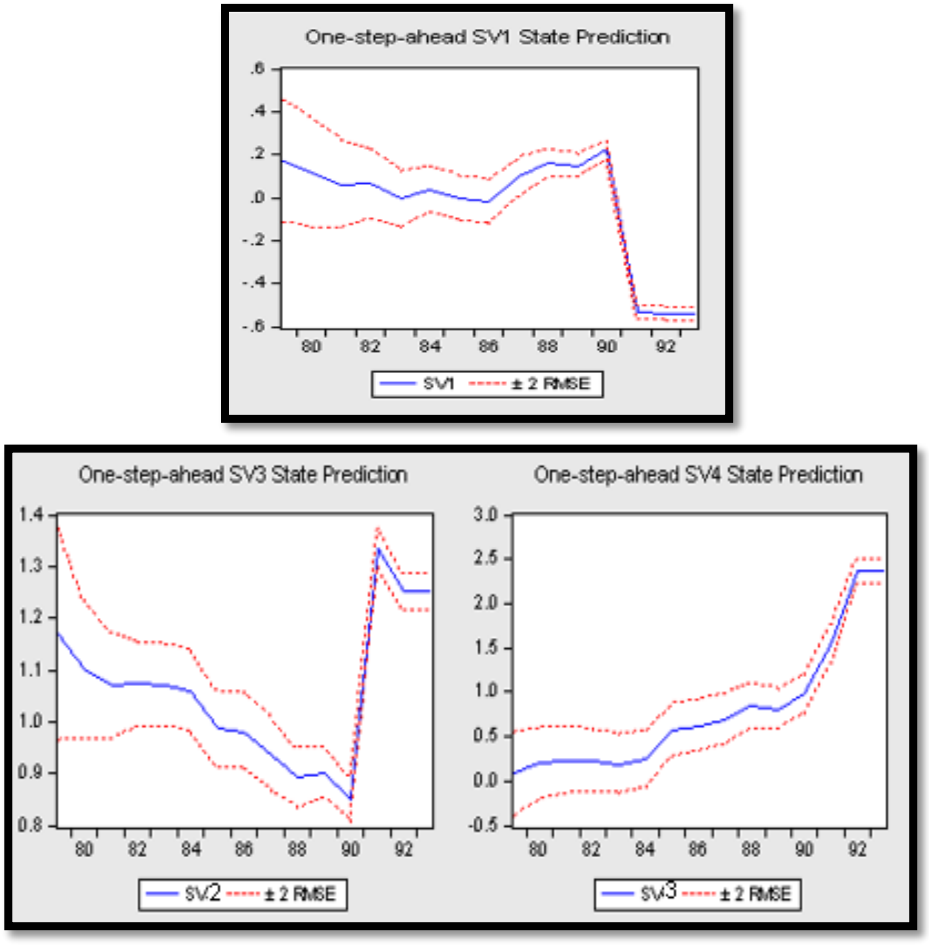
جدول (۳): نتایج تخمین مدل به روش پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر

متغیرهای توضیحی	وضعیت نهایی متغیرها	جذر میانگین مجذور خطا	مقدار آماره Z	ارزش احتمال	مقدار آماره شوارتز-بیزین
SV_1 (IP)	-۰/۰۸	۰/۰۴	-۲/۱۶	۰/۰۳	۲/۳۳
SV_2 (IN)	۰/۲۶	۰/۰۴	۶/۴۸	۰/۰۰	
SV_3 (INI)	۱/۱۴	۰/۰۸	۱۳/۵۷	۰/۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از اضافه نمودن du_1 به مدل، وضعیت نهایی متغیرها نشان می‌دهد که کشش میزان بار جابجا شده نسبت به قیمت سوخت برابر با ۰/۰۸- بوده در حالیکه برای دو متغیر تعداد وسیلیه نقلیه و درآمد ملی به ترتیب برابر با ۰/۲۶ و ۱/۱۴ می‌باشد. به عبارت دیگر با افزایش ۱ درصدی قیمت سوخت، میزان بار جابجا شده به اندازه ۰/۰۸ درصد کاهش می‌یابد. با افزایش یک درصدی تعداد ناوگان و درآمد ملی بترتیب ۰/۲۶ و ۱/۱۴ درصد

بار جابجا شده افزایش پیدا می‌کند. بنابراین می‌توان استدلال نمود که متغیر قیمت سوخت دارای اثرگذاری منفی و متغیرهای تعداد وسیلیه نقلیه و درآمد ملی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان بار جابجا شده جاده‌ای دارند. مقدار آماره شوارتز- بیزین نیز برابر با ۲/۳۳ بوده که در مقایسه با سایر مدل‌های برآورد شده کمتر می‌باشد. لذا الگوی در نظر گرفته شده برای معادله وضعیت الگوی خودرگرسیونی مرتبه اول بوده که دارای مجذور میانگین خطای کمتری می‌باشد. در ادامه روند هر یک از متغیرهای وضعیت قیمت سوخت (SV_1)، تعداد وسلیه نقلیه (SV_2) و درآمد ملی (SV_3) در طول سال‌های مورد بررسی در نمودار زیر نشان داده شده است:



نمودار (۱): نمودارهای متغیرهای وضعیت در طول زمان

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار فوق (SV_1) مربوط به متغیر توضیحی قیمت سوخت است، که بطور کلی روند نزولی دارد، اما مقدار آن تقریبا تا سال ۱۳۹۰ مثبت بوده ولی از سال ۱۳۹۰ کاهش چشمگیری داشته است. یکی از دلایلی که می‌توان برای افزایش قیمت سوخت و به ویژه در دو سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ بیان کرد، اثرهدفمندی یارانه‌ها بویژه در قسمت سوخت است که در محدوده سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ اتفاق افتاده و باعث شده با افزایش ناگهانی قیمت سوخت طی هدفمندی یارانه‌ها، میزان کالای جابجا شده توسط جاده کاهش چشمگیری داشته باشد. البته امکان دارد به دلیل این کاهش، کالای مورد نظر از طرق مختلف مانند حمل و نقل ریلی جابجا شود. بنابراین با افزایش قیمت سوخت در این دوره، تقاضای بار جاده‌ای کاسته شده است.

نمودار پایین سمت چپ (SV_2) مربوط به متغیر تعداد وسیله نقلیه باربری است، که در ابتدا روند نزولی و سپس روند صعودی پیدا کرده است و مقدار آن همواره مثبت است. این متغیر تقریبا بین سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۱ روند خود را از نزولی تبدیل به صعودی کرده است که یکی از دلایل آن می‌تواند وارد شدن ناوگان جدید به سیستم حمل و نقل زمینی باشد که باعث شده با افزایش تعداد وسیله نقلیه، میزان کالای جابجا شده توسط جاده افزایش یابد.

نمودار پایین سمت راست (SV_3) مربوط به متغیر درآمد ملی است، که بطور کلی روند صعودی دارد و مقدار آن همواره مثبت است. با افزایش درآمد ملی، میزان کالای جابجا شده توسط جاده افزایش می یابد.

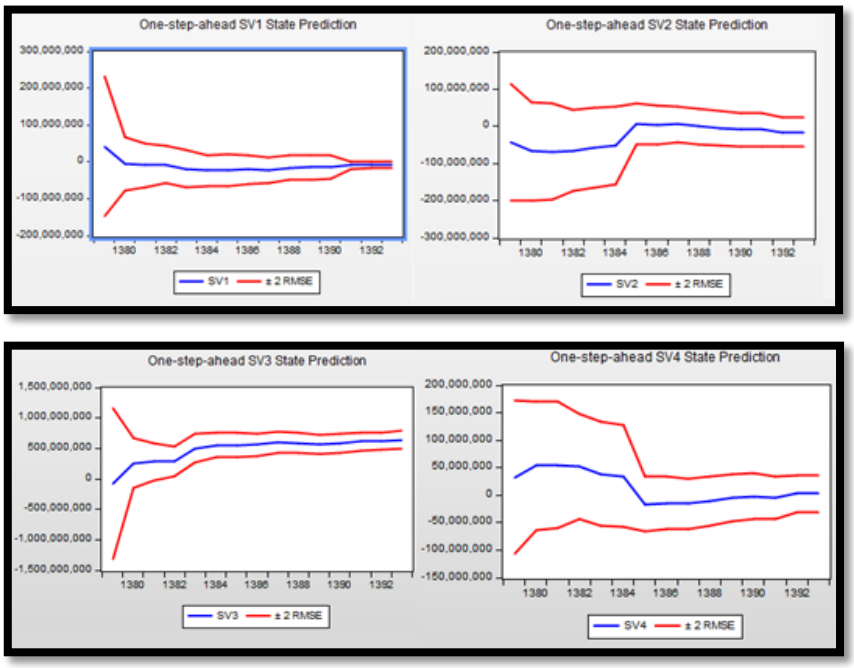
در بخش دیگری از مطالعه، متغیر میانگین عمر ناوگان (Age) وارد مدل شده است. برای این منظور du_4 متغیر مجازی برای در نظر گرفتن شکست ساختاری عمر ناوگان به مدل اضافه شده که نتایج برآورد در جدول زیر ارائه شده است:

جدول (۴): نتایج تخمین مدل به روش پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر با لحاظ متوسط عمر ناوگان

متغیرهای توضیحی	وضعیت نهایی متغیرها	جذر میانگین مجذور خطا	مقدار آماره Z	احتمال	مقدار آماره شوارتز- بیزین
SV_1 (IP)	-۰/۰۱	۰/۰۰	-۲/۰۱	۰/۰۴	۵
SV_2 (IN)	۰/۳۵	۰/۰۲	۱۵/۴۵	۰/۰۰	
SV_3 (INI)	۰/۲۶	۰/۰۵	۴/۹۷	۰/۰۰	
SV_4 (IAge)	-۰/۵۱	۰/۰۳	-۱۴/۱۴	۰/۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از وارد کردن du_4 به مدل، وضعیت نهایی متغیرها بدین صورت است که ضرایب lP, lN, Lni همانند حالت قبل به ترتیب منفی و مثبت بوده و با افزایش یک درصدی قیمت سوخت میزان بار جابجا شده ۰/۰۱ درصد کاهش یافته و با افزایش یک درصدی تعداد ناوگان و درآمد ملی بترتیب ۰/۳۵ و ۰/۲۶ درصد میزان بار جابجا شده افزایش می یابد. در مورد متغیر میانگین عمر ناوگان که به مدل قبلی اضافه شده، می توان بیان کرد که این متغیر رابطه عکس با بار جابجا شده دارد بدین ترتیب که با افزایش یک درصدی عمر ناوگان، ۰/۵۱ درصد بار جابجا شده جاده‌ای کاهش می یابد.مقدار آماره شوارتز- بیزین نیز برابر با ۵ بوده که در مقایسه با مدل‌های رقیب کمتر می‌باشد. برای نشان دادن تغییرات هر یک از متغیرهای وضعیت در طول زمان از نمودار (۲) استفاده شده است.



نمودار (۲): نمودارهای متغیرهای وضعیت در طول زمان با لحاظ متغیر میانگین عمر ناوگان

منبع: یافته‌های تحقیق

در این نمودار (SV_1) مربوط به متغیر قیمت سوخت است، که با وارد شدن متغیرجدید متوسط عمر ناوگان به مدل همچنان روند نزولی دارد و طی سال‌های مختلف اثرات متفاوتی را روی میزان بار جابجا شده توسط جاده می‌گذارد. در این حالت نیز تقریبا در سال ۱۳۹۰ روند نزولی تر شدن نمودار ملاحظه می‌شود.

نمودار (SV_3) مربوط به متغیر تعداد ناوگان باری می‌باشد، که این متغیر نیز با ورود متغیر جدید همچنان روند صعودی دارد.

نمودار (SV_2) مربوط به متغیر میانگین عمر ناوگان بوده که بطور کلی دارای روند نزولی است، به این معنی که با افزایش متوسط عمر ناوگان میزان بار جابجا شده توسط جاده کاهش می‌یابد، که نمودار طی زمان های مختلف این موضوع را نشان می دهد.

نمودار مرتبط با متغیر درآمدملی با (SV_4) نمایش داده شده است که این متغیر هم مانند متغیر تعداد ناوگان باری همچنان روند صعودی خود را طی زمان حفظ کرده است. به عبارت دیگر تأثیر مثبت متغیرهای تعداد وسیله نقلیه و درآمد ملی بر تقاضای بار جاده‌ای در طول زمان حفظ شده در حالیکه برای متغیرهای قیمت سوخت و متوسط عمر ناوگان این تأثیرگذاری عمدتاً منفی می‌باشد.

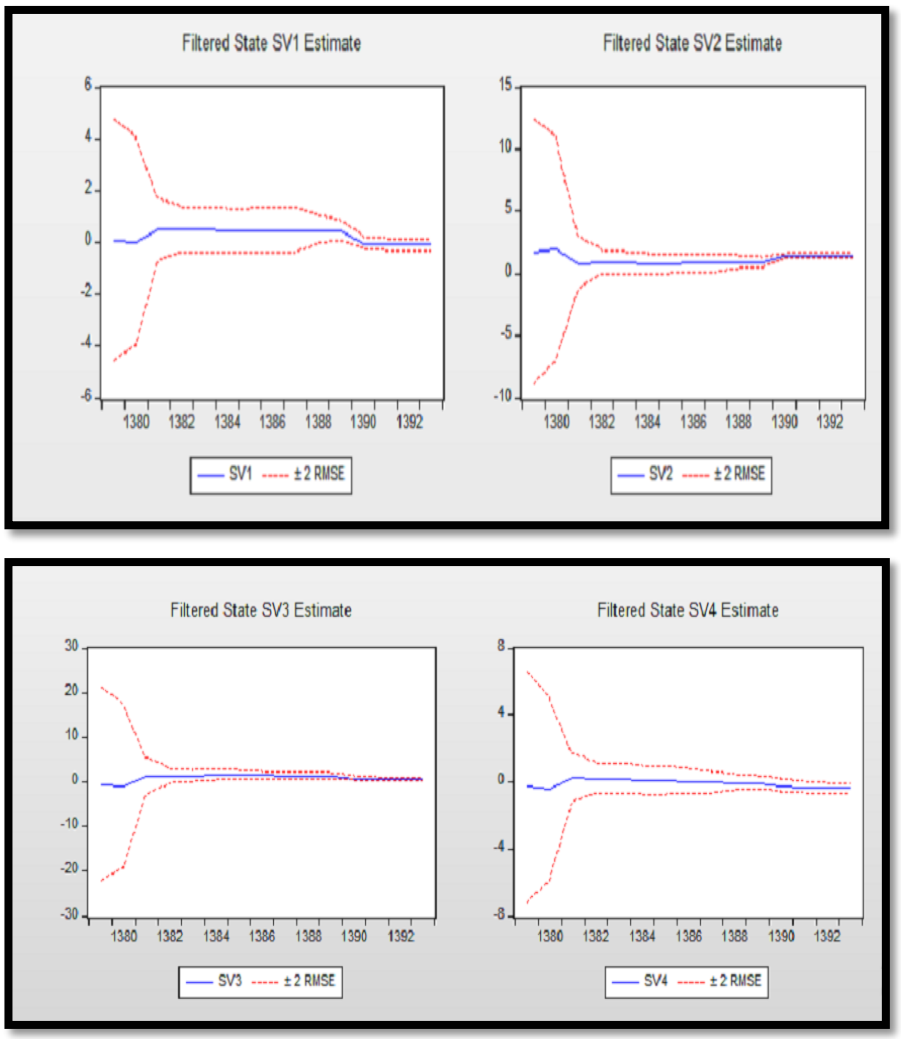
در بخش پایانی نتایج براورد مدل، متغیر نرخ تورم به مدل تحقیق اضافه شده که نتایج تخمین مدل به روش الگوریتم کالمن- فیلتر به صورت جدول زیر است:

جدول (۵): نتایج تخمین مدل به روش پارامتر متغیر در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر با لحاظ نرخ تورم

متغیرهای توضیحی	وضعیت نهایی متغیرها	**جذر میانگین مجذور خطا**	مقدار آماره Z	احتمال	مقدار آماره شوارتز- بیزین
SV_1 (lp)	-۰/۰۹	۰/۱	-۳/۳۵	۰/۰۲	۳/۹۶
SV_2(ln)	۱/۴۸	۰/۰۸	۱۷/۱۶	۰/۰۰	
SV_3(lni)	۰/۵۹	۰/۱۸	۳/۱۵	۰/۰۰	
SV_4(lINF)	-۰/۳۷	۰/۱۵	-۲/۴۱	۰/۰۱	

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج تخمین مدل با لحاظ نرخ تورم بیانگر این است که کشش تقاضای حمل و نقل جاده‌ای نسبت به قیمت سوخت برابر با ۰/۰۹- بوده که نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی قیمت سوخت بار جابجا شده به میزان ۰/۰۹ درصد کاهش می‌یابد. کشش میزان بار جابجا شده نسبت به تعداد ناوگان و درآمد ملی به ترتیب برابر با ۱/۴۸ و ۰/۵۹ درصد می‌باشد. همچنین نرخ تورم دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار بر میزان بار جابجا شده جاده‌ای داشته و با افزایش یک درصدی نرخ تورم، میزان بار جابجا شده در حدود ۰/۳۷ درصد کاهش می‌یابد. به منظور نشان دادن تأثیر هر یک از متغیرهای توضیحی بر میزان بارجابجا شده جاده‌ای از نمودار زیر استفاده شده است:



نمودار (۳): نمودارهای متغیرهای وضعیت در طول زمان با لحاظ متغیر نرخ تورم

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج مربوط به وضـعیت نهایی متغیرهای توضیحی می‌توان استدلال نمود که متغیرهای قیمت ســوخت و نرخ تورم دارای تأثیرگذاری منفی و متغیرهای تعداد ناوگان و درآمد ملی دارای اثر مثبت بر بار جابجا شده جاده‌ای در طول دوره مورد بررسی دارند.

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر قیمت سوخت بر تقاضای حمل و نقل جاده‌ای در سال-های۱۳۹۳-۱۳۷۵ انجام شده است. برای این منظور با بهره‌گیری از رهیافت پارامتر متغیر

در طول زمان و الگوریتم کالمن- فیلتر به تخمین مدل تجربی تحقیق در دو حالت پرداخته شد. در بخش اول متغیرهای توضیحی قیمت سوخت، تعداد وسیله نقلیه و درآمد ملی به عنوان متغیرهای مؤثر بر میزان بار جابجا شده جاده‌ای در نظر گرفته شد و با توجه به شکست ساختاری متغیرها، متغیر مجازی مناسب در مدل ملحوظ گردید. نتایج تخمین مدل نشان داد که کشش میزان بار جابجا شده جاده‌ای نسبت به متغیر قیمت سوخت ۰/۰۸- بوده و با افزایش یک درصدی قیمت سوخت، بار جابجا شده جاده‌ای به میزان ۰/۰۸ درصد کاهش می‌یابد. همچنین وضعیت این متغیر در طول زمان نیز بیانگر روند نزولی آن و به ویژه افزایش شدت کاهش آن از سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ به بعد بوده است. به عبارت دیگر در این دو سال قیمت سوخت به بیشترین مقدار ممکن رسیده و از این سال‌ها به بعد کاهش یافته است. متغیرهای تعداد وسیله نقلیه و درآمد ملی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان بار جابجا شده جاده‌ای دارند. در بخش دوم متغیر متوسط عمر ناوگان و نرخ تورم به مدل اضافه گردید که نتایج همچنان دلالت بر تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار متغیرهای قیمت سوخت، نرخ تورم و متوسط سن ناوگان بر تقاضای بار جاده‌ای داشته در حالیکه متغیرهای درآمد ملی و تعداد وسیله نقلیه تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تقاضای بار جابجا شده جاده‌ای در طول دوره مورد بررسی دارند. به عبارت دیگر افزایش قیمت سوخت تقاضای بار در بخش حمل و نقل جاده‌ای را کاهش داده که این امر با وضعیت نهایی و نیز وضعیت این متغیر در طول زمان نشان داده شده و تاثیر قیمت سوخت بر تقاضای باری جاده‌ای در طی دوره زمانی مورد بررسی متفاوت بوده است. نتایج به دست آمده در این پژوهش با مبانی نظری و مطالعات تجربی همانند مطالعات لینگ‌خو و همکاران (۲۰۱۲) و ماتاجیچ و همکاران (۲۰۱۵) همسو و سازگار می‌باشد.

بر اساس نتایج حاصل از این پژوهش دولت می تواند با سیاست کنترل قیمت سوخت از کاهش چشمگیر تقاضای بار جابجا شده توسط جاده بکاهد. همچنین با اضافه نمودن ناوگان باری جدید و کاهش متوسط عمر ناوگان باری می‌توان تقاضای جابجایی بار در بخش جاده‌ای را افزایش داد. علاوه بر این، با افزایش ظرفیت تولید داخلی و به تبع آن درآمد ملی، می‌توان شاهد افزایش تقاضای جابجایی بار و به ویژه بخش جاده‌ای بود. از سوی دیگر کنترل نرخ رشد قیمت کالاهای مصرفی می‌تواند زمینه افزایش تقاضا برای میزان بار جابجا شده جاده‌ای و به تبع آن رونق این بخش را مهیا نماید.

فهرست منابع

۱. اسماعیل نیا، علی اصغر (۱۳۷۹). بررسی تاثیر افزایش قیمت بنزین روی مصرف آن بر اساس مدل‌های State Space & Kalman Filter. *برنامه و بودجه*، (۳۰)۵۲، ۶۱-۳۳.

۲. افندی زاده، شهریار، و قلی زاده، همت (۱۳۸۷). برآورد تابع تقاضای خدمات حمل مسافر در سیستم حمل و نقل جاده‌ای ایران به روش همجمعی. *هشتمین کنفرانس مهندسی حمل و نقل و ترافیک ایران*.

۳. بازداراردبیلی، پریسا، و پژمان زاد، پیمان (۱۳۸۷). کاربرد سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل در تحلیل تقاضای حمل و نقل ریلی برای خانوارهای شهری و روستایی کشور. *دهمین همایش کنفرانس حمل و نقل ریلی*.

۴. *بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۳ – ۱۳۷۵)*. ترازنامه بانک مرکزی.

۵. جهانگرد، اسفندیار، فرهادی کیا، علیرضا، و محبوب خلجانی، حمید (۱۳۸۵). پیامد تعدیل قیمت بنزین و سوخت جت بر مصرف و هزینه تولید حمل و نقل جاده ای و هوایی. *مجله برنامه و بودجه*، (۴۰)۹۸، ۴۲-۳.

۶. خاکساری، علی، و بازدار اردبیلی، پریسا (۱۳۸۵). بررسی کشش پذیری تقاضای سوخت در حمل و نقل زمینی کشور. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، ۶(۱)، ۱۱-۱.

۷. سیفی پور، رویا، و افروز امینی، فاطمه (۱۳۹۱). تأثیر افزایش قیمت سوخت بر تقاضای باری ریلی و سهم آن از حمل و نقل زمینی. *فصلنامه مهندسی حمل و نقل*، ۴(۱۲)، ۳۲۴-۳۱۵.

۸. عزتی، مرتضی، و عاقلی کهنه شهری، لطفعلی(۱۳۸۴). برآورد کشش های تقاضای مسافر و بار در راه آهن جمهوری اسلامی ایران. *پژوهشنامه حمل و نقل*، ۲(۳)، ۱۸۹-۱۸۱.

۹. فطرس، محمدحسن، صحرایی، راضیه، و یاوری، معصومه (۱۳۹۳). برآورد تابع تقاضای انرژی بخش حمل و نقل جاده ای ایران ۱۳۹۲-۱۳۵۷. *فصلنامه سیاست های راهبردی و کلان*، ۲(۷)، ۴۲-۲۳.

۱۰. کفایی، محمدعلی، و صبوری‌کارخانه، حسین (۱۳۹۰). آثار تورمی افزایش قیمت سوخت وسایل حمل و نقل جاده ای. *پژوهشنامه حمل و نقل*، ۸(۱)، ۴۵-۳۵.

۱۱. *وزارت راه و ترابری جمهوری اسلامی ایران* (۱۳۹۳ – ۱۳۷۵). سالنامه آماری جاده‌ای.

1. Afandizadeh, S., and Gholizadeh, H. (2008). Estimation of passenger transportation service in road transportation system. *8th Traffic and Iranian Transportation Engineering Conference of Iran* (In Persian).
2. Bazdar Ardebili, P., and Pejman Zad, P. (2008). Application of AIDS in analysis of rail transportation for urban and rural households. *10th Conference of Rail Transportation* (In Persian).
3. Beko, J. (2003). Demand functions for services of public railway passenger transportation: An empirical analysis for Slovenia. *Managing Global Transitions*, *1*(2), 135.
4. Central Bank of Iran (1996-2014). Balance sheet of central bank of Iran (In Persian).
5. Couto, A., & Maia, L. (2009, June). The demand for rail freight transport in Europe. In *International Transport Economics Conference (ITrEC), 2009, Minneapolis, Minnesota, USA*.
6. Dahl, C., & Sterner, T. (1991). Analysing gasoline demand elasticities: A survey. *Energy economics*, *13*(3), 203-210.

7. Esmailnia, A. (2000). The impact of gasoline price on its consumption with empathis on kalman filter and state space models. *Quarterly Journal of Plan and Budgeting*, 52, 33-61 (In Persian).
8. Ezzati, M., and Agheli Kohneh Shahri, L. (2005). Estimation of passenger elasticity in rail transportation system of Iran. *Quarterly Journal of Transportation Research*, 3, 181-189 (In Persian).
9. Footros, M. H., Sahraei, R., and Yavari, M. (2014). Estimation of road transportation energy demand in Iran during the 1978-2013. *Quarterly Journal of Strategic Policies and Macroeconomic*, 2(7), 23-42 (In Persian).
10. Fouquet, R. (2012). Trends in income and price elasticities of transport demand (1850-2010). *Energy Policy*, 50, 50-61.
11. Jahangard, E., Farhadi Kia, A. and Mahboob Khalajani, H. (2006). Outcome of gasoline price adjustment and airplane fuel on consumption and road and air production cost. *Quarterly Journal of Plan and Budgeting*, 98, 141-178 (In Persian).
12. Kafaei, M.A., and Sabouri Karkhaneh, H. (2011). Inflationary impact of fuel price for road transportation. *Quarterly Journal of Transportation Research*, 8(1), 35-45 (In Persian).
13. Khaksari, A., and Bazdar Ardebili, P. (2006). Elasticity of fuel demand in road transportation system. Quarterly Journal of Economic Research, 6(1), 1-11. (In Persian).
14. Kulshreshtha, M. (2001). A multivariate co-integration vector auto regressive model of freight transport demand: Evidence from Indian railway. *Transportation Research*, 35(6), 1-72.
15. Ling Khoo, H., Ong, G.P.و and Khoo, W.C. (2012), Short-term impact analysis of fuel price policy change on travel demand in Malaysian citie. *Transportation Planning and Technology*, 35(7), 102-112.
16. Matajic, M., Jargic, T., and Beko, J. (2015), A differentiated tolls system - an effective transport policy tool for Slovenia? *Applied Economics*, 47(21), 2201-2217.
17. Mustapa, S., and Bekhet, H.A. (2016). Analysis of CO2 emissions reduction in the Malaysian transportation sector: An optimization approach. *Journal of Energy Policy*, 89(1), 171-183.
18. Seyfipour, R., and Amini, F. (2012). The impact of fuel price on road and rail transportation and its share in total transportation. *Quarterly Journal of Transportation Engineering*, 3(4), 315-332 (In Persian).
19. Small, K. A., and Van Dender, K. (2007). Long run trends in transport demand, fuel price elasticity and implication of the oil outlook for transport policy. *Joint Transport Research Center*, Discussion Paper No. 16.
20. Ministry of Roads and Urban Development of Iran (1996-2014). Statistical year book (In Persian).
21. Yang, Y., QI, A., Qlan, O., Xu, Q., and Yang,,L. (2010). Public transport subsidies based on passenger volume. *Journal of Transportation Systems Engineering and Information Technology*, 10(3), 69-74.
22. Yao, V. W (2005). The causal linkages between freight transport and economic fluctuations. *International Journal of Transport Economics*, 32(2), 143-159.
23. Zivot, E., and Andrews, W.K. (1991), Further evidence on the great cash, the oil-price shock, and unit-root hypothesis. *American Statistical Association*, 10(3), 251-270.