

برآورد تابع تقاضای حمل و نقل ریلی در ایران

ریحانه گسگری*

علیرضا اقبالی**

مصطفی عیدانی***

تاریخ دریافت ۸۳/۵/۱۰ تاریخ پذیرش ۸۳/۶/۳۱

چکیده

در این مقاله نویسندگان ضمن مروری بر مطالعات صورت گرفته در خصوص تقاضای حمل و نقل ریلی با استفاده از مدل فیتزوری و اسمیت (۱۹۹۸) به برآورد تابع تقاضای حمل و نقل ریلی در دو بخش مسافری و باری با استفاده از روش ARDL اقدام کرده‌اند. مطالعات آنها نشان می‌دهد که در بخش مسافری، رشد تقاضای حمل و نقل ریلی مسافر در بلند مدت تحت تأثیر رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت بلیط اتوبوس مسافری، طول خطوط راه آهن و درآمد حاصل از حمل نفر-کیلومتر به قیمت ثابت است. این مسأله در مورد حمل بار تحت تأثیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت حمل بار توسط کامیون، طول خطوط راه آهن و درآمد حاصل از حمل تن-کیلومتر به قیمت ثابت است. در هر دو مورد تقاضا برای حمل و نقل بار و مسافر، متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر گذارترین متغیر است.

طبقه‌بندی JEL: R41.

کلید واژه تابع تقاضا، حمل و نقل، راه آهن، مسافر، بار، خودبازگشتی، وقفه‌های توزیعی.

۱- مقدمه

بررسی دقیق و علمی شبکه حمل و نقل به قرن نوزدهم مربوط می‌شود. کهل در اواسط این قرن رابطه جغرافیایی بین منابع و شکل گیری شبکه‌های حمل و نقل را مورد مطالعه قرار داد. تحلیل وی را می‌توان قدیمی‌ترین تحلیل رسمی تقاضای حمل و نقل در نظر گرفت. وی اثر ویژگی‌های حمل و نقل و فناوری‌های موجود در حمل و نقل را مورد بحث قرار داد^۱. کهل عنوان می‌کند که حجم ترافیک به تنهایی ممکن است شاخص گمراه کننده‌ای برای ارزیابی نیازهای حمل و نقل باشد، زیرا حجم ترافیک بیانگر نیازی است که به وسیله قابلیت دسترسی به تسهیلات حمل و نقل

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد آبادان - خرمشهر.

** عضو هیأت علمی دانشگاه پیام نور مرکز آبادان.

areghbali@yahoo.com

*** کارشناس ارشد اقتصاد.

نمایان می‌شود. اما معیار اساسی تر یافتن مبنایی است که ترافیک بالقوه را نیز در برمی‌گیرد. بر اساس این مبنا تابع تقاضای حمل و نقل، ارتباط دهنده سطوح مختلف حجم ترافیک با سطوح مختلف متغیرهای مرتبط به آن است.^۲ زمینه‌های جدیدتر در تحلیل تقاضای حمل و نقل پیشرفت‌های زیادی کرد که در آن تحلیل‌های اقتصاد خرد نقش اساسی‌تری را ایفا کرد. مسافر دارای رفتاری عقلایی در نظر گرفته می‌شود که سعی دارد مطلوبیت خود را در فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی حداکثر کند. نتایج یک تجزیه و تحلیل تقاضای حمل و نقل به هر صورتی که باشد قابلیت آن برای پیش‌بینی حجم ترافیک ارتباط زیادی به میزان اطمینان پیش‌بینی کننده در فهم عوامل مؤثر دارد. اما قدرت پیش‌بینی تنها در چگونگی استفاده از مدل‌ها نیست، بلکه ارتباط بیشتری با منطق استفاده و فرض‌های نهفته در آن دارد. نکته مهم دیگر این است که اتکای به مدل به دلیل تغییرات ساختاری که احتمالاً در بلندمدت ممکن است اتفاق بیفتد کمتر می‌شود. بالعکس قابلیت اتکای به پیش‌بینی‌های کوتاه مدت بیشتر می‌شود.^۳

این مقاله از چهار بخش تشکیل شده است. بخش دوم مروری بر مطالعات گذشته می‌کند و در بخش سوم به معرفی مدل خواهد پرداخت و بالاخره بخش چهارم و پایانی آن به تصریح مدل اختصاص دارد.

۲- مروری بر مطالعات گذشته

اولین مطالعات تابع تقاضای حمل و نقل ریلی مطالعات "کرافت"^۴ در سال ۱۹۶۰ و "فیشر"^۵ در سال ۱۹۷۵ بوده است. مطالعات کرافت بررسی اثر کرایه، زمان سفر، جمعیت، درآمد را برای سیستم‌های حمل و نقل ریلی، اتومبیل و اتوبوس به صورت جداگانه مورد بررسی قرار داده بود و فیشر علاوه بر متغیرهای فوق به اثر مالکیت نیز پرداخت.^۶ آرتور گروئن^۷ در سال ۱۹۸۰ برای مترو واشنگتن تابع تقاضایی برآورد کرد. وی درآمد سرانه را علاوه بر کرایه و زمان سفر به مدل خود اضافه کرد.^۸ "رامامهان" و "این سری رامان"^۹ در هندوستان بین سال‌های ۸۴ - ۱۹۸۳ با به کارگیری یک الگوی رگرسیون خطی تابع تقاضای مسافری را با استفاده از دو متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی و ارزش افزوده بخش صنعت برآورد کرده‌اند.^{۱۰} جانکینز و همکاران (۱۹۸۱) از روش ARIMA در تحلیل حمل و نقل راه آهن و هواپیما میان لندن و اسکاتلند استفاده کردند.^{۱۱}

یکی از مشکلات و تنگناهای حمل و نقل ریلی، ارتباط بین دو ایستگاه است و این مسأله می‌تواند حمل و نقل از "مبدأ به مقصد" واقعی نباشد. این مشکل در خصوص حمل و نقل هوایی و دریایی نیز وجود دارد. از این رو ارائه خدمات به اشخاص تأثیر قابل ملاحظه‌ای در روی آوردن افراد

2- Ibid, P.4.

۳- محمودی، ۱۳۷۶.

4- F.M.Fisher.

5- B.Greld Kraft.

6- kmeafsey, 1979.

7- Arthur Gruen.

8- Muth, 1982.

9- T.V.S.Ramamohan and S.Srirman.

10- Button&Eptifield, 1985.

11- Jenkis & etal, 1981.

به یک شیوه حمل و نقل دارد. قسمتی از مطالعات صورت گرفته در خصوص برآورد تابع تقاضای حمل و نقل ریلی به تأثیر ارائه خدمات در تقاضای حمل و نقل مورد نظر بستگی دارد. واردمن (۱۹۹۴) به تأثیر ارائه خدمات در حمل و نقل ریلی در انگلستان می‌پردازد. واردمن و همکاران (۱۹۹۷) در مقاله‌ای دیگر به تأثیر این خدمات به راه آهن در مقایسه با اتومبیل می‌پردازند. ویت (۱۹۹۷) با استفاده از داده‌های جامعه ایالات متحده به تأثیر این خدمات بر حمل و نقل ریلی پرداخته است. وارسینگ و کومراجه (۱۹۹۸) به نقاط ضعف توابع تقاضای حمل و نقل ریلی در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. فیتزوری و اسمیت (۱۹۹۸) با استفاده از آمار سری زمانی ۱۴ کشور اروپایی به برآورد تابع تقاضایی اقدام کرده‌اند و با تکنیک همگرایی یکسان اثر متغیرهایی همچون GDP سرانه، قیمت حمل و نقل ریلی، تکرار (نسبت کیلومتر - قطار به طول مسیر)، چگالی مسیر (نسبت کیلومتر مسیر راه آهن به کیلومتر مربع مساحت کشور)، قیمت نفت را بر تقاضا برآورد کرده‌اند. کاشترشتاوناک (۲۰۰۰) با استفاده از مدل اقتصادسنجی VAR تابع تقاضای حمل و نقل غیر حاشیه شهری در هندوستان را برآورد کرده‌اند.

در ایران بعد از این که طرح جامع حمل و نقل تهران در سال ۱۳۵۳ توسط چند گروه مهندسان مشاور مطالعه گردید و اساس جدیدی برای مطالعات اقتصاد حمل و نقل در ایران بنیان گذاشته شد. مهندسان مشاور "پیرو" با استفاده از مدل‌های خطی به پیش‌بینی میزان بار حمل شده توسط وسایل نقلیه موتوری جاده‌ای و ریلی و تأثیر متقابل و مقایسه‌ای آنها پرداختند. تابع تقاضای آنها بسیار ساده و فقط با استفاده از متغیر مسافت برآورد شده بود (طرح جامع حمل و نقل، ۱۳۵۶).

گروه مهندسان نظم‌آوران (۱۳۶۹) نیز مطالعاتی را در مورد تقاضای سفر و بار توسط راه آهن انجام داده‌اند. تقاضای حمل و نقل مسافری آنها (تعداد مسافر سرانه) تابعی از تولید ناخالص داخلی واقعی و یک متغیر مجازی بود. تابع تقاضای باری نیز برای بارهای کشاورزی تابع ارزش افزوده بخش کشاورزی (به قیمت ثابت)، برای بارهای غذایی تابع هزینه مصرفی (به قیمت ثابت) و برای بارهای صنعتی تابعی از ارزش افزوده بخش صنعت (به قیمت ثابت) در نظر گرفته شده بود و برای هر سه تابع نیز متغیر مجازی تعریف کرده بودند. عیدانی (۱۳۷۱) علاوه بر برآورد تابع تقاضای بار توسط راه آهن، توابع تقاضای جداگانه‌ای برای حمل و نقل مسافر و حمل بار به صورت تفکیکی (بارهای معدنی، کشاورزی، صنعتی) برای سال‌های ۱۳۶۹ - ۱۳۵۰ به دست آورد. متغیرهای مستقل معرفی شده توسط وی، تولید ناخالص ملی و ارزش افزوده بخش‌های تفکیکی است. وی برای حذف خود همبستگی بین متغیرها از "روش تکراری کوکران - اورکات"^{۱۲} برای برآورد استفاده کرده است. اسکونژاد (۱۳۷۰) با استفاده از آمار ۱۳۷۰ - ۱۳۵۰ و روش حداقل مربعات معمولی، فقط با بهره‌گیری از یک متغیر روند زمانی سعی در پیش‌بینی بار و مسافر برای کل کشور کرده است. وی سپس با پردازش آمار اقدام به برآورد بار بر روی مسیر تهران - تبریز و بالعکس کرده است. اقبالی (۱۳۷۶) برای تحلیل هزینه - فایده احداث راه آهن میانه - بستان‌آباد - تبریز اقدام به پیش‌بینی ترافیک روی مسیر کرده است. وی با استفاده از مدل ARIMA و با فرض انتقال ترافیک بار و مسافر

راه آهن مسیر میانه - مراغه - تبریز و جاده موجود میانه - بستان آباد - تبریز بر مسیر در دست مطالعه، به برآورد توابع تقاضای بار و مسافر اقدام کرده است. مدل‌های برآورد شده با استفاده از آزمون‌های دیکی - فولر و دیکی - فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن تأیید شده است.

۳- مدل

مدل معرفی شده در زیر برگرفته از مقاله فیتزوری و اسمیت (۱۹۹۸) است. آنها با استفاده از آن به یک بررسی تطبیقی تابع تقاضای حمل مسافر برای ۱۴ کشور اروپای غربی پرداختند. این مدل پس از تعدیل در خصوص کشور ایران به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$TP_t = f(Y_t, RPF_t, R_t, PTP_t) \quad (1)$$

که در آن:

TP_t = تقاضای حمل مسافر بر حسب میلیون نفر - کیلومتر،

Y_t = تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۶۹،

RPF_t = درآمد ناشی از حمل مسافر به ازای هر نفر - کیلومتر به قیمت ثابت ۱۳۶۹،

R_t = طول خطوط راه آهن بر حسب کیلومتر،

PTP_t = شاخص قیمت بلیط اتوبوس مسافربری به قیمت ثابت ۱۳۶۹.

هرگاه از معادله (۱) دیفرانسیل کامل بگیریم خواهیم داشت:

$$dTP_t = \frac{\partial TP_t}{\partial Y_t} \cdot dY_t + \frac{\partial TP_t}{\partial RPF_t} \cdot dRPF_t + \frac{\partial TP_t}{\partial R_t} \cdot dR_t + \frac{\partial TP_t}{\partial PTP_t} \cdot dPTP_t \quad (2)$$

هرگاه طرفین معادله (۲) را بر TP_t تقسیم کنیم رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{dTP_t}{TP_t} = \left(\frac{\partial TP_t}{\partial Y_t} \cdot \frac{Y_t}{TP_t} \right) \cdot \frac{dY_t}{Y_t} + \left(\frac{\partial TP_t}{\partial RPF_t} \cdot \frac{RPF_t}{TP_t} \right) \cdot \frac{dRPF_t}{RPF_t} + \left(\frac{\partial TP_t}{\partial R_t} \cdot \frac{R_t}{TP_t} \right) \cdot \frac{dR_t}{R_t} + \left(\frac{\partial TP_t}{\partial PTP_t} \cdot \frac{PTP_t}{TP_t} \right) \cdot \frac{dPTP_t}{PTP_t} \quad (3)$$

عبارت‌های داخل پرانتز در معادله (۳) در حقیقت کشش‌هایی هستند که می‌توان از معادله (۱)

نتیجه گرفت. یعنی:

$$\mu_Y = \frac{\partial TP_t}{\partial Y_t} \cdot \frac{Y_t}{TP_t} \quad \text{کشش تقاضای مسافر نسبت به تولید ناخالص داخلی}$$

$$\mu_{RPF} = \frac{\partial TP_t}{\partial RPF_t} \cdot \frac{RPF_t}{TP_t} \quad \text{کشش تقاضای مسافر نسبت به درآمد ناشی از حمل مسافر}$$

$$\mu_{PTP} = \frac{\partial TP_t}{\partial PTP_t} \cdot \frac{PTP_t}{TP_t} \quad \text{کشش تقاضای مسافر نسبت به شاخص قیمت بلیط اتوبوس}$$

$$\mu_R = \frac{\partial TP_t}{\partial R_t} \cdot \frac{R_t}{TP_t} \quad \text{کشش تقاضای مسافر نسبت به طول خطوط راه آهن}$$

از سوی دیگر، طرف اول معادله (۳) مبین نرخ رشد تقاضای مسافر و در طرف دوم، عبارت ضرب

شده در پرانتزها نیز مبین نرخ رشد متغیرهای توضیحی هستند. با توجه به روابط فوق و توضیحات

پیرامونی می‌توان معادله (۳) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$GTP_t = \mu_Y \cdot GY_t + \mu_{RPF} \cdot GRPF_t + \mu_R \cdot GR_t + \mu_{PTP} \cdot GPTP \quad (4)$$

حال اگر به رابطه (۴) مقدار a به عنوان عرض از مبدأ و u_t را به عنوان جمله اختلال اضافه کنیم، می‌توانیم رابطه (۵) را به صورت زیر به عنوان معادله نهایی بپذیریم:

$$GTP_t = a + \mu_Y \cdot GY_t + \mu_{RPF} \cdot GRPF_t + \mu_R \cdot GR_t + \mu_{PTP} \cdot GPTP + u_t \quad (5)$$

رابطه زیر را به صورت یک تابع تولید می‌توان زیر بنای، تابع تقاضای حمل و نقل ریلی بار تلقی کرد.

$$TT = f(Y_t, RTF_t, GR, PTT) \quad (6)$$

که در آن داریم:

TT = حمل و نقل بار توسط خطوط ریلی بر حسب میلیون تن-کیلومتر،

Y_t = تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۶۹،

RTF_t = درآمد حاصل از یک تن - کیلومتر توسط راه آهن به قیمت ثابت ۱۳۶۹،

GR = طول خطوط راه آهن سراسری کشور،

PTT = شاخص قیمت حمل بار توسط کامیون به قیمت ثابت ۱۳۶۹.

بدیهی است رویه صورت گرفته برای طرح تابع تقاضای حمل و نقل مسافر را برای حمل و نقل ریلی بار نیز می‌توان به کار برد. رابطه زیر با استفاده از چنین شیوه‌ای به دست آمده است:

$$GTT_t = a + \mu_Y \cdot GY_t + \mu_{RTF} \cdot GRTF_t + \mu_R \cdot GR_t + \mu_{PTT} \cdot GPTT + u_t \quad (7)$$

در روابط (۵) و (۷)، G معرف نرخ رشد، μ_i معرف کشش i نسبت به حمل و نقل مسافر و یا بار و u_t جمله اختلال است.

۴- تصریح مدل

در این گزارش با استفاده از مدل فیتزوری و اسمیت (۱۹۸۸) برای حمل مسافر رابطه (۵) و برای حمل بار رابطه (۷) طراحی شده است.

قبل از برآورد مدل‌های فوق لازم است در مورد یک نکته توضیح داده شود و آن این است که اغلب سری‌های زمانی که در برآورد توابع استفاده می‌شوند، ناپایایی (ناایستایی) دارند. وجود این مسأله در متغیرها باعث می‌شود که استفاده از روش‌های سنتی در برآورد مدل‌های اقتصادسنجی نتایج غیر قابل اطمینان ارائه دهد که در نتیجه به کارگیری روش‌های مدرن در این زمینه که به پدیده ناپایایی متغیرها توجه داشته باشند، ضروری است.

از روش‌هایی که برای برآورد توابعی که دارای سری‌های زمانی ناپایانند به کار می‌رود، می‌توان به روش "خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)"^{۱۳} اشاره کرد.

در روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی که یکی از تکنیک‌های همگرایی است، بدون توجه به ناپایایی متغیرها و تنها با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها الگوی مناسب برآورد می‌شود. در این تکنیک ابتدا باید مدل مورد نظر را با روش "حداقل مربعات معمولی (OLS)"^{۱۴} برای تمامی

13- Auto-Regressive Distributed Lag.

14- Ordinary Least Squares.

ترکیبات ممکن و بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرهای موجود در مدل برآورد کرد. در این میان حداکثر تعداد وقفه متغیر از سوی پژوهشگر و با توجه به تعداد مشاهدات تعیین می‌شود، به طوری که هر چند دامنه سری‌های زمانی بزرگتر باشد، می‌توان طول وقفه‌های بزرگتری را آزمون کرد. سپس به محقق این امکان داده می‌شود که از رگرسیون برآورد شده به روش حداقل مربعات معمولی در وقفه‌های متفاوت، یکی از رگرسیون‌ها را به عنوان یک رابطه بلند مدت و بر اساس ضابطه انتخاب کند. ضمناً در این روش علاوه بر آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیر وابسته و متغیر مستقل، "الگوی تصحیح خطا"^{۱۵} که روابط پویای کوتاه مدت را نشان می‌دهد نیز بررسی می‌شود.^{۱۶}

بعد از معرفی روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی و با استفاده از همین روش، با توجه به نمودار (۱) که نشان‌دهنده وضعیت حمل و نقل مسافر است، به تعریف متغیر مجازی DI می‌پردازیم. این متغیر برای سال‌های بعد از پیروزی انقلاب و در زمان جنگ، یعنی سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۷ تعریف شده است. پس از آن به برآورد رابطه (۵) در جدول زیر می‌پردازیم^{۱۷}:

جدول ۱- نتایج برآورد رابطه ۵.

متغیر	GTP(-1)	GY	GRPF	GR	GR(-1)	GTP	DI	DI(-1)	C
ضرایب	۰/۱۱ (۲/۵۲)	۰/۷۴ (۲/۱۱)	-۰/۱۲ (-۲/۹۱)	۰/۵۱ (۱/۷۸)	۰/۱۲ (۳/۱۴)	۰/۴۲ (۲/۵۱)	۰/۲۱ (۱/۸۸)	۰/۱۹ (۳/۳۱)	-۰/۲۹ (-۰/۶۲)

نتایج نشان‌دهنده چند نکته است. ابتدا رابطه قیمت حمل مسافر (که در اینجا ما از درآمد حمل یک نفر - کیلومتر استفاده کرده‌ایم) با حمل و نقل مسافر منفی بوده که از جنبه نظری صحیح است. متغیر GR از نظر آماری معنی‌دار است، به عبارت دیگر متغیر نرخ رشد طول خطوط راه آهن از نظر آماری بر تقاضای حمل و نقل ریلی مسافر تأثیر مثبت دارد. اما شاخص قیمت بلیط اتوبوس بین شهری رابطه مستقیم با تقاضای حمل و نقل ریلی مسافر داشته و معنی‌دار است. این مسأله نشان می‌دهد که افزایش قیمت در حمل و نقل جاده‌ای سبب انتقال مسافر از جاده به سوی راه آهن می‌شود. به عبارت دیگر اگر قیمت حمل و نقل جاده‌ای به‌طور متوسط یک درصد افزایش یابد، تقاضای حمل و نقل ریلی مسافر ۰/۴۲ درصد افزایش پیدا می‌کند.

بر مبنای نتایج موجود در جدول شماره ۱ ضرایب متغیرهای مستقل به غیر از عرض از مبدأ [که به صحت مدل خدشه وارد نمی‌سازد (شعبانی، ۱۳۷۹)] همگی تا حدودی معنی‌دار هستند. این نتایج نشان‌دهنده آن است که بیشتر تأثیر را بر تقاضای حمل و نقل ریلی مسافر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی دارد. یعنی هر گاه نرخ تولید ناخالص داخلی ۱ درصد رشد کند، تقاضای حمل و نقل

ریلی مسافر ۰/۷۴ درصد افزایش پیدا می‌کند. از سوی دیگر مدل فوق نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضا ۰/۱۲ است. به عبارت دیگر کشش قیمتی تقاضا حمل و نقل ریلی مسافر بی کشش بوده و این شیوه حمل و نقل را می‌توان در ردیف اقلام کالاهای ضروری طبقه بندی کرد و راه آهن نیز برای افزایش درآمدش می‌تواند قیمت بلیط را افزایش دهد، این مسأله به دلیل بی کشش بودن کشش قیمتی سبب افزایش درآمد کل راه آهن می‌شود. جدول شماره ۲ نشان‌دهنده یک رابطه بلند مدت است.^{۱۸}

جدول ۲- رابطه بلندمدت تابع تقاضا

متغیر	GY	GRPF	GPTP	D1	C
ضرایب	۰/۶۹ ۱/۵۴	-۰/۱۷ (-۱/۷۹)	۰/۲۹ (۱/۴۳)	۰/۰۲۷ (۰/۲۷)	-۰/۰۳۳ (-۰/۵۷)
وقفه	۰	۰	۰	۱	۰

در روش خود بازگشتی توزیعی درستی رابطه بلند مدت از دو جنبه مورد آزمون قرار می‌گیرد. ابتدا در آزمون‌های تشخیصی، شرایط کلاسیک رابطه از لحاظ خود همبستگی، فرم تبعی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی بررسی می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول شماره ۱ حاکی از این مطلب است که رابطه بلند مدت تابع تقاضای حمل و نقل مسافر تمامی شرایط کلاسیک را داراست. مسأله دیگر، آزمون همگرایی یا همجمعی تابع استخراج شده از روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی است. لازمه آنکه الگوی پویای برآورد شده در این روش به سمت تعادل بلند مدت همگرا باشد آن است که مجموع ضرایب متغیر وابسته در وقفه‌های متفاوت، کمتر از یک باشد:

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

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

با استفاده از نتایج موجود در جدول، فرض عدم وجود همجمعی بین متغیرهای مدل را بررسی می‌کنیم. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_i} = \frac{0.11417 - 1}{0.04531} = -19.55$$

از آنجا که کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴/۴۳- است، پس مقدار t به میزان ۱۹/۵۵- به صورت قدر مطلق از مقدار ۴/۴۳ بزرگ‌تر، پس فرض عدم وجود همگرایی یا بی ثباتی

۱۸- به ضمیمه (۴-۱) مراجعه کنید.

رابطه به دست آمده بین متغیرهای مدل (H_0) رد می‌شود. بنابراین نتیجه فرض می‌گیریم که رابطه ارائه شده در جدول شماره ۲ یک رابطه همگرا و بلند مدت با ضرایب باثبات است. روش خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی برای بررسی انحراف کوتاه مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود الگوی تصحیح خطا (ECM) را برای رابطه بلند مدت تنظیم و برآورد می‌کند. در این الگو نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر بلند مدت آنها ارتباط داده می‌شود. الگوی تصحیح خطای مربوط به تابع تقاضای حمل و نقل مسافر در جدول ضمیمه (۳-۱) ارائه شده است. ضریب "جمله تصحیح خطا (ECT)" که نشان‌دهنده سرعت تعدیل مدل به سوی تعادل بلند مدت در صورت وقوع نوسان است، با رقم ۱- حکایت از سرعت بسیار بالا در تعدیل کوتاه مدت مدل به سوی تعادل بلند مدت دارد. نمودار (۲) نشان‌دهنده مقایسه نرخ رشد حمل و نقل ریلی مسافر و تابع برآورد شده بر اساس طرح مدل است.

نمودار (۳) نشان‌دهنده مقایسه نرخ رشد حمل و نقل ریلی بار و تابع برآورد شده است. پس از برآورد و نتیجه‌گیری‌های تابع تقاضای حمل و نقل ریلی مسافر به بخش حمل و نقل ریلی بار می‌پردازیم. به عبارت دیگر قصد داریم که تابع تقاضای حمل و نقل ریلی بار را بر اساس رابطه (۷) حساب کنیم. نتایج اولیه از برآورد رابطه (۷) در جدول شماره ۳ به‌طور خلاصه آمده است.^{۱۹}

جدول ۳- نتایج برآورد رابطه ۷.

متغیر	GTT(-1)	GTT(-2)	GY	GRTF	GR	GPTT	DI	C
ضرایب	۰/۱۱ (۱/۸۳)	۰/۰۲۹ (۲/۴۱)	۰/۵۷ (۲/۶۳)	- ۰/۲۵ (-۲/۷۱)	۰/۳۳ (۱/۶۶)	۰/۴۴ (۳/۴۷)	۰/۱۹ (۲/۷۲)	-۰/۰۹ (-۰/۵۳)

با توجه به نمودار حمل و نقل ریلی بار (نمودار ۲) متغیرهای مجازی برای سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۷ به صورت یک دوره ده ساله تعریف می‌شود.

نتایج اولیه نشان‌دهنده این نکته است که تقاضای حمل و نقل ریلی بار با قیمت تن - کیلومتر رابطه منفی دارد که این مسأله مؤید مباحث نظری است و از سوی دیگر از نظر آماری معنی‌دار است. این در حالی است که متغیر GR (نرخ رشد طول خطوط راه آهن) در سطح ۰/۸۹ درصد معنی‌دار است.^{۲۰}

بر اساس نتایج جدول شماره ۳ عرض از مبدأ از نظر آماری معنی‌دار نیست که این مسأله به صحت مدل لطمه وارد نمی‌کند. بر اساس جدول شماره ۳ متغیرهای GPTT (شاخص قیمت حمل و نقل بار توسط کامیون) معنی‌دار بوده و بنابراین با افزایش یک درصد قیمت حمل و نقل جاده‌ای بار، تقاضا برای حمل و نقل ریلی بار ۰/۴۴ درصد افزایش می‌یابد. کشش قیمتی تقاضا برای حمل و نقل ریلی بار ۰/۲۵ است که نشان می‌دهد راه آهن می‌تواند با افزایش قیمت حمل هر تن -

۱۹- به ضمیمه ۱-۲ مراجعه کنید.

۲۰- به ضمیمه ۱-۲ مراجعه کنید.

کیلومتر به درآمدهای خود بیفزاید. جدول شماره ۴ نشان‌دهنده یک رابطه بلند مدت است.^{۲۱}

جدول ۴- رابطه بلند مدت معادله ۷.

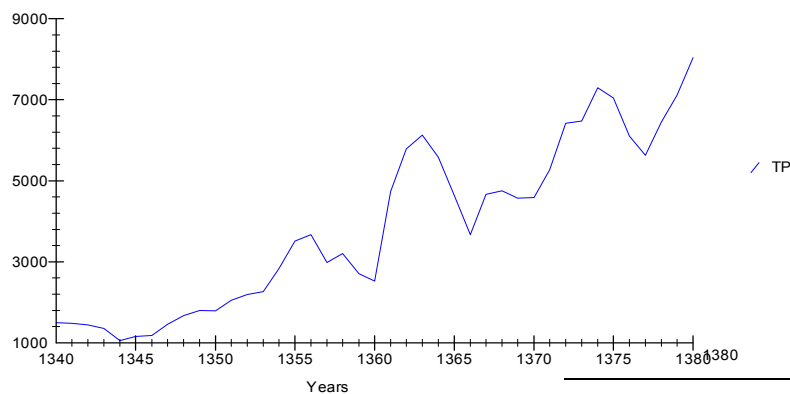
متغیر	<i>GY</i>	<i>GRTF</i>	<i>GTPP</i>	<i>D1</i>	<i>C</i>
وقفه
ضرایب	۰/۵۱ (۲/۵۴)	-۰/۱۹ (-۲/۰۹)	۰/۲۲ (۳/۱۸)	-۰/۱۳ (-۲/۴۲)	-۰/۰۱۱ (-۰/۴۳)

در خصوص آزمون همگرایی بلند مدت مدل و با استفاده از نتایج موجود در جدول، فرض عدم وجود همجمعی بین متغیرهای مدل را بررسی می‌کنیم. کمیت آماره *t* مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_i} = \frac{0.11 + 0.029 - 1}{0.06118 + 0.01220} = -13.39$$

از آنجا که کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴/۴۳- است، لذا مقدار *t* به میزان ۱۳/۳۹- به صورت قدر مطلق از مقدار ۴/۴۳ بزرگ‌تر، پس فرض عدم وجود همگرایی یا بی‌ثباتی رابطه به دست آمده بین متغیرهای مدل (H_0) رد می‌شود. بنابراین نتیجه فرض می‌گیریم که رابطه ارائه شده در جدول شماره ۳ یک رابطه همگرا و بلند مدت با ضرایب باثبات است.

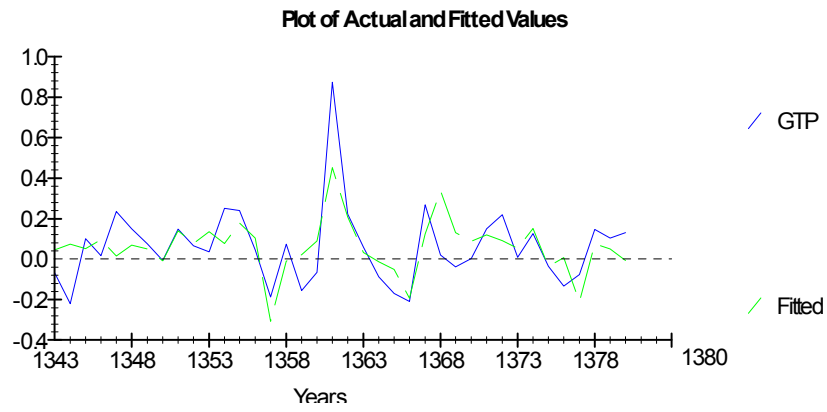
نتایج رابطه بلند مدت نشان از تأثیر قابل توجه شاخص قیمت حمل و نقل (که حکایت از تعرفه‌های شیوه‌های دیگر حمل و نقل دارد) بر تقاضای حمل و نقل ریلی دارد. به طوری که افزایش ۱۰ درصد در قیمت شیوه‌های دیگر حمل و نقل (شاخص قیمت حمل و نقل) سبب افزایش تقاضای ریلی بار به میزان ۳/۷ درصد خواهد شد. ضریب "جمله تصحیح خطا (ECT)" نیز با رقم ۱- حکایت از سرعت بسیار بالا در تعدیل کوتاه مدت به سوی تعادل بلند مدت دارد.^{۲۲} نمودار (۴) نشان‌دهنده مقایسه نرخ رشد حمل و نقل ریلی و تابع برآورد شده است.



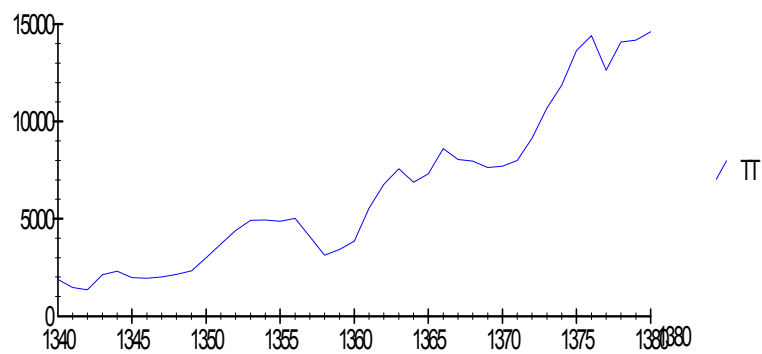
۲۱- به ضمیمه ۲-۲ مراجعه کنید.

۲۲- به ضمیمه ۲-۳ مراجعه کنید.

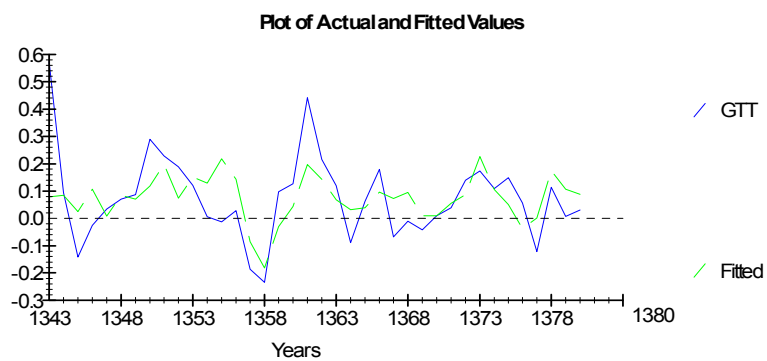
نمودار ۱



نمودار ۲



نمودار ۳



نمودار ۴

فهرست منابع

- ۱- اسکونزاد، محمدمهدی، (۱۳۷۰)، پروژه برقی کردن تمامی خطوط شبکه راه آهن، پروژه تحقیقاتی، مرکز مطالعات راه آهن.

- ۲- اقبالی، علیرضا، (۱۳۷۶)، روشی برای ارزیابی خطوط راه آهن، مقاله برگزیده سومین کنفرانس مهندسی ترافیک، انتشارات شرکت کنترل ترافیک.
- ۳- شعبانی، محمد، (۱۳۷۹)، خطوطی که از مبدأ می‌گذرد، آیا رگرسیون از طریق مبدأ جواب است؟، اندیشه آماری، سال پنجم، شماره ۹، بهار و تابستان، صص ۲۹-۲۰.
- ۴- طرح جامع حمل و نقل کشور، شرح خدمات طرح مطالعه جامع حمل و نقل کشور، سازمان برنامه و بودجه، آبان ۱۳۵۶.
- ۵- عیدانی، مصطفی، (۱۳۷۱)، برآورد تابع تقاضای حمل و نقل ریلی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.
- ۶- محمودی، علی، (۱۳۶۷)، اقتصاد حمل و نقل، نشر اقتصاد نو.
- ۷- مهندسان مشاور نظم آوران، (۱۳۶۹)، بررسی تحلیلی عملکرد راه آهن جمهوری اسلامی ایران.
- ۸- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، مؤسسه فرهنگی رسا.
- 9- Button, K. J, and Epitfield, (1985), "International Railway Economics", India Press, PP. 297-310.
- 5- Fitzory, F. and I. Smith, (1998), "Passenger Rail Demand in 14 western European Countries:A Comparative Time Sries Study", *International Journal of Transport Economics*, vol. xxv-No. PP. 299-312.
- 6- Jenkis, H., M. Abbie, J. J. Everest, and N. J. Pauley, (1981), "Rail and Travel Between London and Scotland: Analsis of Methods", *TRR Report*, 978, N. 116, PP. 978-999.
- 7- Kanofani, Adib, (1983), "Transportation Demand", MG-graw-Hill, PP. 2-3.
- 8- Kmeafsey, Jemes, (1979), "Transportation Economics Analysis", Lexington Book, PP. 215-219.
- 9- Kulshreshtha, Mudit and Barnali, Nag, (2000), "Structure and Dynamics of Non-Suburban Passenger Travel Demand Railways", *Transportation*, No. 27, PP. 221-241.
- 10- Koshal, M, R. K. Koshal, A. K. Gupta and K. N. Nandola, (1996), "Demamd for Public and Private Passenger Transport in United State", *International Journal of Transport Economic*, Vol. 2, PP. 157-172.
- 11- Muth, R. F., (1982), "Urban Economics Problems", Harper Row, PP. 161-173.
- 12- Voith, R., (1997), Fares, "Service Levels, and Demographics: what Determines Comuter Rail Ridership in the Long Run?", *Journal of Urban Economics*, Vol. 41, PP. 176-197.
- 13- Wardman, M., (1994), "Forecasting the Impout of Service Quality changes on the Demand for Inter-Urban Rail Travel", *Journal of Transport Economics and Policy*, XXVIII, PP. 287-306.
- 14- Wardman, M, and J. P. Toner, and G. A. whelan, (1997), "Interactions Between Rail Car in the Inter-Urban Leisure Travel Market in Great Britain", *Journal of Transport Economic and Policy*, XXXI, PP. 163-181.

جدول ۱-۱

Autoregressive Distributed Lag Estimates
 ARDL (1 / 0 / 0 / 1 / 0 / 0 / 1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is GTP

38 observations used for estimation from 1343 to1380

Repressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prop]
GTP(-1)	.11278	.04477	2. 5187[. 017]
GY	.74151	.35071	2. 1143[. 055]
GRPF	-. 11995	.04120	-2. 9111[. 008]
GR	.51118	.28769	1. 7768[. 083]
GR(-1)	.12145	.03858	3. 1478[. 003]
GPTP	.41998	.16700	2. 5147[. 018]
D1	.21875	.11622	1. 8821[. 079]
D1(-1)	.18885	.05697	3. 3145[. 002]
C	-. 28996	.46412	-. 62475[. 512]

R-Squared	.89457	R-Bar-Squared	. 82745
S. E of Regression	.15568	F-stat. F(7 / 30)	3. 6968 [005]
Mean of Dependent Variable	.060807	S. D. of Dependent Variable	19131
Residual Sum of Squares	.72704	Equation Log-Likelihood	21. 2511
Akaike Info. Criterion	13. 2511	Schwarz Bayesian Criterion	6. 7008
DW. statistic	1. 9854		

Diagnostic Tests

* Test Statistics	* LM Version	* F Version
* A:Serial Correlation	* CHSQ (1) = . 0023056[. 927]	* F (1/29) = . 006339[. 007]
* B: Funtional From	* CHSQ (1) = 2. 1739[. 023]	* F (1/29) = 4. 5708[. 001]
* C: Normality	* CHSQ (2) = . 16885[. 919]	* Not applicable
* D:Heteroscedasticity	* CHSQ (1) = 42. 8744[. 022]	*F (1/36) = 48. 4187[. 000]

- A: Laqrangle multiplier test of residual serial correlation
 B: Ramseys RESET test using the square of the fitted values
 C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D: Based on the regression of residuals on squared fitted values

جدول ۱-۲

Estimated Long Run Coefficients Using the ARDL Approach
 ARDL (0 / 0 / 0 / 0 / 0 / 0 / 1) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is GTP

38 observations used for estimation from 1343 to1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prop]
GY	.72457	.25075	2. 8898 [007]
GRPF	-. 08462	.03514	-2. 4077[. 020]
GR	.47458	.17875	2. 6548 [014]
GPTP	.42235	.16795	2. 5147 [015]
D1	.29457	.09076	3. 2454 [003]

 * A: Serial Correlation * CHSQ (1) = 3. 5156[. 061] * F (1/30) = 3. 0584[. 041
 * B: Funtional From * CHSQ (1) =. 44199[. 506] * F (1/30) =. 35304[. 057]
 * C: Normality * CHSQ (2) =. 16885[. 919] * Not applicable
 * D: Heteroscedasticity * CHSQ (1) =. 5. 2744[. 022] * F (1/36) =. 0075222[. 031]

A: Laqrange multiplier test of residual serial correlation
 B: Ramseys RESET test using the square of the fitted values
 C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D: Based on the regression of residuals on squared fitted values

جدول ٢-٢

Estimated Long Run Coefficients Using the ARDL Approach
 ARDL (0 / 0 / 0 / 0 / 0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is GTP
 38 observations used for estimation from 1343 to1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prop]
GY	.51720	.20351	2. 5414 [014]
GRPF	-. 19287	.09210	-2. 0941 [036]
GPTP	.22287	.06989	3. 1890 [004]
D1	-. 13425	.05539	2. 4236 [017]
C	-. 01166	.02707	- . 43081 [0660]

جدول ٢-٣

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
 ARDL (0 / 0 / 0 / 0 / 0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Dependent variable is dPI
 38 observations used for estimation from 1343 to1380

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio [Prop]
GY	.57156	.21741	2. 4094 [022]
GRTF	-. 25331	.09331	-2. 7145 [011]
GR	.33452	.20135	1. 6614 [079]
GPTT	.44215	.12747	3. 4685 [001]
D1	.19452	.05940	3. 2745 [003]
C	-. 09147	.17700	/. 53782 [0479]
ecm(-1)	-1. 0000	0. 00	NONE

List of additional temporary variables created:

dGTT = GTT-GTT(-1)

dGY = GY-GY(-1)

dGRPF = GRPF-GRPF (-1)

dGPTP = GPTP -GPTP(-1)

Dd1 = D1-D1(-1)

dC = C- C (-1)

ecm = GTT . 51720*GY + -. 19287*GRTF . 22287*GPTT + . 13425*D1 -. 01166*C

R-Squared	.85202	R-Bar-Squared	. 81905
S. E of Regression	.13854	F-stat. F(5/ 32)	7. 9834 [000]
Mean of Dependent Variable	.0031015	S. D. of Dependent Variable	. 19449
Residual Sum of Squares	.63342	Equation Log-Likelihood	23. 8701
Akaike Info. Criterion	18. 8701	Schwarz Bayesian Criterion	14. 776
DW. statistic	1. 0861		

R-Squared and Bar-Squared measures refer to the dependent variable
 DGGNP and in cases where the error correction model is highly
 Restricted, these measures could become negative .