

# مدل سازی تقاضای حمل و نقل خانوارهای شهری استان تهران (یک رهیافت سیستمی)

مهدی تقوی<sup>۱</sup>، میرحسین موسوی<sup>۲</sup>

تاریخ دریافت: 1392/09/15

تاریخ پذیرش: 1393/02/10

## چکیده

خدمات حمل و نقل به عنوان یک جزء مهم از اقتصاد شهری از اقلام مهم تشکیل دهنده سبد مصرفی خانوارهاست. بنابراین، از این ناحیه مطلوبیت و رضایت مندی خانوارها را از مصرف کالاها و خدمات تحت تأثیر قرار می‌دهد. هدف این پژوهش، مدل سازی تقاضای حمل و نقل در بین خانوارهای شهری استان تهران با استفاده از رهیافت سیستمی تقاضاست. برای این منظور از داده‌های مخارج خانوار شهری استان تهران در دوره 1358-1389 استفاده کرده‌ایم. یافته‌ها نشان می‌دهد که تقاضای خدمات حمل و نقل نسبت به تغییرات قیمتی حساسیت پایینی داشته و تغییرات قیمتی تأثیر ناچیزی در مدیریت تقاضای این بخش دارد. کشش درآمدی تقاضای خانوارهای شهری استان تهران از خدمات حمل و نقل برابر 1/59 است. این کشش نشان می‌دهد که با افزایش مخارج خانوارهای شهری استان تهران به میزان یک درصد، مخارج گروه خدمات حمل و نقل به میزان 1/59 درصد افزایش می‌یابد

1. استاد دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده اقتصاد

2. استادیار دانشگاه الزهراء، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، گروه اقتصاد (نویسنده مسئول)؛  
hmousavi@alzahra.ac.ir, hmousavi\_atu@yahoo.com

که این مسأله بیانگر این است که با افزایش درآمد یا مخارج خانوارهای شهری سهم بودجه‌ای خدمات حمل و نقل افزایش می‌یابد.

**کلید واژه:** حمل و نقل، مدل‌سازی تقاضا، رهیافت سیستمی

**طبقه بندی JEL:** R41, C53, C51, D01

## 1. مقدمه

بررسی تاریخی سیاست‌های اجراشده برای مدیریت تقاضای حمل و نقل شهری نشان می‌دهد که سیاست‌های درآمدی و قیمتی از جمله سیاست‌های به کار گرفته شده در این حوزه بوده‌اند. نکته حائز اهمیت این است که آیا تقاضای حمل و نقل نسبت به این سیاست‌ها حساس بوده است یا خیر؟ به بیان دیگر، آیا تقاضای حمل و نقل نسبت به تغییرات قیمت نهاده‌های به کار گرفته شده در این بخش حساس بوده است؟ آیا طرف تقاضای حمل و نقل به تغییرات قیمت خدمات ارائه شده و همچنین به تغییرات درآمد متقاضیان خدمات حمل و نقل از خود حساسیت نشان داده است؟ آیا سیاست‌های اجراشده توانسته است اثرات رفاهی را در بخش تقاضا ایجاد نماید. در واقع، اینها چالش‌هایی هستند که اگر امروزه به آنها پاسخ داده شود و راهکارهایی در جهت اثربخش بودن این سیاست‌ها ارائه شود، در آینده در مدیریت تقاضای حمل و نقل به‌ویژه حمل و نقل شهری موفق خواهیم بود. چنانچه سیاستگذاران این حوزه از این موارد مطلع باشند، بهتر می‌تواند انحرافات مربوط به نوع سیاست‌ها را کنترل نمایند.

خدمات حمل و نقل به عنوان یک جزء مهم از اقتصاد شهری از اقلام مهم تشکیل‌دهنده سبد مصرفی خانوارهاست. بنابراین، از این ناحیه مطلوبیت و رضایت‌مندی خانوارها را از مصرف کالاها و خدمات تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس نظریه‌های مطرح در اقتصاد خرد خانوارها از حداکثرسازی مطلوبیت با توجه به محدودیت درآمدی خود به استخراج الگوی تقاضای خود از کالاها و خدمات اقدام می‌نمایند که خدمات ناشی از فعالیت حمل و نقل نیز از این قاعده مستثنی نیست. از سوی دیگر، با توجه به محدودیت منابع، اصل تخصیص بهینه منابع مطرح می‌شود. موضوع تخصیص که تقریباً همزمان با مطرح شدن اقتصاد خرد شروع شده است، عبارت از تخصیص بهینه منابع معینی بین گزینه‌های مختلف بوده و در معنای دوگانه آن به حداقل رساندن میزان

منابع مورد استفاده برای رسیدن به یک مجموعه مشخصی از اهداف مثلاً سطح مشخص از مطلوبیت است. یکی از کاربردهای مدل‌های تخصیصی استفاده از آنها برای الگوسازی طرف تقاضاست.

بررسی متون تجربی در خصوص مدل‌سازی تقاضای حمل و نقل در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که دو نگرش در این مدل‌سازی‌ها مورد توجه واقع شده است. یک نگرش، نگرش مهندسی و برنامه‌ریزی حمل و نقل بوده است که صرفاً با در نظر گرفتن ویژگی‌های شیوه‌های مختلف حمل و نقل بر اساس مدل‌های انتخاب گسسته و به‌کارگیری روش‌های برآورد لاجیت و پروبیت اقدام به مدل‌سازی طرف تقاضای حمل و نقل در راستای ارائه راهکارهای مدیریت تقاضا نموده‌اند. با توجه به اینکه در این شیوه مدل‌سازی توجهی به متغیرهای اقتصادی و اثرگذار بر تقاضای حمل و نقل نمی‌شود، بنابراین، پارامترهای برآورد شده به دلیل حذف عوامل اثرگذار مهم بر تقاضای حمل و نقل تورش‌دار خواهند بود. به بیان دیگر، در این نگرش بدون توجه به پارامترهای اقتصادی (کشش قیمت تقاضا، کشش درآمدی تقاضا و شاخص‌های رفاهی) با در نظر گرفتن مباحث توزیع، تولید و تخصیص سفر اقدام به مدل‌سازی تقاضای حمل و نقل شده است.

نگرش دوم، نگرش اقتصادی بوده است که با به‌کارگیری نظریه‌های اقتصاد خرد و حداکثرسازی تابع مطلوبیت افراد به استخراج تابع تقاضای حمل و نقل اقدام نموده‌اند و به صورت تک معادله‌ای به برآورد پارامترهای مربوط به تابع تقاضا اقدام کرده‌اند. نکته‌ای که در این نگرش مغفول مانده، این است که در تابع مطلوبیت افراد یک سبب مصرفی قرار دارد که مجموعه‌ای از کالاها و خدمات را شامل می‌شود و یکی از اقلام مورد تقاضا خدمات حمل و نقل است. پس در مدل‌سازی تقاضای حمل و نقل به دلیل محدودیت منابعی که خانوارها با آن روبه‌رو هستند، باید اثرات تقاضای اقلام دیگر سبب مصرفی بر تقاضای حمل و نقل را مورد توجه قرار دهند. به بیان دیگر، باید تقاضای کالاها و خدمات خانوار به صورت همزمان مد نظر قرار گیرد و با در نظر گرفتن این اثرات همزمانی و محدودیت منابع به برآورد تابع تقاضای خانوارها برای خدمات حمل و نقل شهری اقدام کرد.

هدف این پژوهش، ارائه تابع تقاضای حمل و نقل با در نظر گرفتن این ویژگی‌هاست. بنابراین، برای این منظور از رهیافت سیستمی که یکی از پرکاربردترین روش‌ها در

مباحث اقتصاد خرد برای مدل‌سازی تقاضاست، استفاده کرده‌ایم تا اثرات سیاست‌های درآمدی و قیمتی دولت در این حوزه را با تورش کمتر مورد ارزیابی قرار دهیم. داده‌هایی که برای این منظور استفاده کرده‌ایم، مخارج خانوارهای شهری استان تهران در دوره 1358-1389 است. در این راستا، ساختار مقاله را به صورت زیر سازماندهی کرده‌ایم؛ در بخش دوم، متون نظری و تجربی مدل‌سازی سیستمی تقاضا در بخش حمل و نقل را بررسی می‌کنیم. در بخش سوم، آمار و اطلاعات به کار رفته در این پژوهش را تشریح کرده و به دنبال آن به برآورد تجربی سیستم تقاضا با استفاده از مدل روتردام در دو حالت مقید و غیرمقید اقدام می‌کنیم. سرانجام، نتیجه‌گیری و پیشنهادها را سیاستی را ارائه خواهیم کرد.

## 2. مبانی نظری

### 1.2. ویژگی‌های نظری مدل‌سازی تقاضا

در اقتصادسنجی تصریح ایده‌آل آن است که با نظریه‌های اقتصادی سازگار بوده، برآورد آن آسان و مناسب<sup>1</sup> با داده‌های مشاهده شده باشد تا بتواند با خطای کمتری پیش‌بینی کند. در انتخاب مدل بایستی بین این سه خصوصیت، تعادل منطقی برقرار باشد. در فرمول‌بندی سیستم تخصیصی مصرف‌کننده، معادلات تقاضا بایستی با ویژگی‌های مطرح شده در بخش پیشین سازگار باشد. اگرچه این ویژگی‌ها برای مصرف‌کننده انفرادی استخراج شده، ولی برای متوسط یا کل کارگزاران<sup>2</sup> نیز می‌تواند به خوبی برقرار باشد. به‌طور کلی، روش‌های مختلف استخراج تابع تقاضا را می‌توان در چهار رهیافت برای رسیدن به معادلات تقاضای تأمین‌کننده خواص بررسی شده در بخش پیشین طبقه‌بندی نمود:

- **روش اول**، استخراج معادلات تقاضا را با تصریح شکل تبعی تابع مطلوبیت به‌صورت یک تابع شبه مقعر قوی و فزاینده شروع می‌کند. سپس، با توجه به قید بودجه، روابط حداکثرکننده تابع مطلوبیت را به‌دست می‌آورد. برای این کار، با استفاده از معادلات شرط مرتبه اول، مقادیر  $q$  را به عنوان تابعی از قیمت و درآمد حل می‌کند که همان

<sup>1</sup>. fit

<sup>2</sup>. aggregation agent

توابع تقاضا را به ما می‌دهد. در این روش، پارامترهای تابع مطلوبیت، با معادلات تقاضای به‌دست آمده سازگارند. بهترین مثال این رهیافت، سیستم مخارج خطی<sup>۱</sup> (LES) است. در این سیستم، تابع پایه‌ای مطلوبیت را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$u = \sum_i \beta_i \ln(q_i - \gamma_i), \sum_j \beta_j = 1, \gamma_i < q_i \quad (1)$$

معادلات نتیجه شده از این تابع تقاضا، عبارت است از:

$$q_i = \gamma_i + (\beta_i / p_i)(m - \sum_j p_j \gamma_j) \quad (2)$$

این تابع تقاضا به لحاظ تجربی، نسبتاً محدودکننده بوده و برآورد آن نیز آسان نیست؛ چرا که در رابطه<sup>۱</sup>  $1, \gamma_j$  در تمام معادلات به‌صورت غیرخطی با  $\beta_i$  ظاهر شده است، ضمن اینکه  $\gamma_i$  برآورد شده، بایستی کمتر از کوچکترین مشاهده مقدار  $q_i$  باشد که به راحتی توسط داده‌ها، قابل مشاهده نیست. سیستم معادلات تقاضا، برای نخستین بار، نه به‌صورت ایده آل، توسط استون<sup>۲</sup> (1954) برآورد شده و برآورد مناسب آن تا زمان پارکس<sup>۳</sup> (1971) و سولاری<sup>۴</sup> (1971) طول کشید. به‌طور کلی، روشن است که شروع از یک تابع مطلوبیت کاملاً تصریح شده، نمی‌تواند تابع تقاضای جالبی را نتیجه دهد.

- **روش دوم**، با تصریح شکل تبعی یک تابع مطلوبیت غیرمستقیم شروع کرده و از اتحاد روی برای رسیدن به تابع تقاضای قابل برآورد استفاده می‌کند. مثال بارز این رهیافت، تابع مطلوبیت غیرمستقیم ترانسلوگ است که توسط کریستنسن و همکاران<sup>۵</sup> (1975) ارائه شد؛

$$u^* = \alpha + \sum_i \beta_i \ln(p_i / m) + 1/2 \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln(p_i / m) \ln(p_j / m) \quad (3)$$

که با در نظر گرفتن  $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ ،  $\sum_i \beta_i = -1$ ، چنین نتیجه می‌شود:

1. Linear Expenditure System

2. Stone

3. Parks

4. Solari

5. Christensen *et. al.*

$$w_i = \frac{\beta_i + \sum_j \beta_{ij} \ln(p_j/m)}{-1 + \sum_k \sum_j \beta_{kj} \ln(p_k/m)} \quad (4)$$

این سیستم نیز بر حسب پارامترهای غیرخطی بوده و برآورد آن آسان نیست. افزون بر این، تأمین این شرط نیز غیرممکن است که  $u^*$  بر حسب  $m$  به طور یکنواخت افزایشی باشد یا بر حسب سطح عمومی قیمت، برای تمام مقادیر ممکن قیمت‌ها و  $m$  کاهش‌ی باشد. این برای کارهای پیش‌بینی و شبیه‌سازی شدنی نیست. همچنین، احتمال اینکه مقدار پیش‌بینی سهم مقادیر منفی باشد، وجود دارد. کشش درآمدی،  $\eta_i$ ، مربوط به رابطه 3، عبارت است از:

$$\eta_i = 1 - \left( \sum_j \beta_{ij} / w_i - \sum_k \sum_j \beta_{kj} \right) / x \quad (5)$$

که در آن  $x$  همان مخرج رابطه 3 است. برای کشش اسلاتسکی،  $\varepsilon_{ij}$ ، نیز حاصل ضرب آن در  $w_i$  چنین خواهد شد:

$$w_i \varepsilon_{ij} = (\beta_{ij} - w_i \sum_k \beta_{ik} + w_i w_j \sum_k \sum_i \beta_{kl}) / x \quad (6)$$

که شرایط مجموع اسلاتسکی، شرایط همگنی و شرایط متقارن را تأمین می‌کند. سیستم با قرار دادن  $\sum_j \beta_{ij} = 0$  برای تمام آنها، همگن می‌شود. این ویژگی می‌تواند به سیستم تحمیل یا آزمون شود و یا هر دو بدون تغییرات اساسی در تصریح تابع به وجود آید.

- **روش سوم**، بر اساس تصریح تابع مخارج است. با به‌کارگیری لم سفارد، معادلات تقاضای هیکسی به عنوان تابعی از سطح مطلوبیت (غیرقابل مشاهده) به دست می‌آید که می‌توان به جای سطح مطلوبیت، معادل آن را بر حسب مقادیر  $p$  و  $m$  جایگذاری کرده و آن را از توابع تقاضا حذف کرد. بهترین مثال این نوع از تصریح، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل<sup>1</sup> (AIDS) است. در سیستم تقاضای AIDS برای استخراج معادلات تقاضا، از یک تابع مخارج مصرف‌کننده  $e(u,p)$  به شکل PIGLOG استفاده می‌شود. تابع PIGLOG عبارت است از:

$$\ln e(u, p) = (1 - u) \cdot \ln\{a(p)\} + (u) \cdot \ln\{b(p)\} \quad (7)$$

<sup>1</sup>. Almost Ideal Demand System

در این رابطه، فرض بر این است که  $u$  بین صفر و 1 باشد که "صفر" زندگی در حداقل معیشت و "یک" بیانگر حد اعلای لذت از زندگی را نشان می‌دهد.  $a(p)$  نشان‌دهنده هزینه معیشت و  $b(p)$  نشان‌دهنده هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\ln a(p) = a_0 + \sum_k a_k \cdot \ln p_k + 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \cdot \ln p_k \cdot \ln p_j \quad (8)$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (9)$$

بنابراین رابطه هزینه سیستم AIDS به صورت زیر خواهد بود.

$$\ln e(u, p) = a_0 + \sum_k a_k \cdot \ln p_k + 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \cdot \ln p_k \cdot \ln p_j + u \cdot \beta_0 \cdot \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (10)$$

که در آن،  $\alpha_i, \beta_i, \gamma^*$  پارامتر هستند. به راحتی می‌توان بررسی کرد که  $e(u, p)$  بر حسب  $p$  همگن خطی است. اگر داشته باشیم:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \beta_j = 0$$

با استفاده از لم شفارد، می‌توان از تابع  $e(u, p)$ ، تقاضای کالاهای مختلف را استخراج

کرد. براساس لم شفارد رابطه  $\frac{\partial e(u, p)}{\partial p_i} = q_i$  است که اگر طرفین در  $\frac{p_i}{e(u, p)}$  ضرب

شود، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \ln e(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{e(u, p)} = w_i \quad (11)$$

که در آن،  $w_i$  سهم بودجه‌ای کالای  $i$  ام است. بنابراین، اگر از رابطه 10 به صورت لگاریتمی مشتق گرفته شود در آن صورت، طرف راست  $w_i$  را می‌دهد:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \cdot u \cdot \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (12)$$

که در آن:

$$\gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) \quad (13)$$

از دید مصرف‌کننده حداکثرکننده مطلوبیت، کل مخارج  $m$  برابر با  $e(u, p)$  است و این برابری می‌تواند  $u$  را به صورت تابعی از  $p$  و  $m$  بدهد که همان تابع غیرمستقیم است. اگر این کار برای تابع 10 انجام و در 12 جایگذاری شود، آنگاه سهم مخارج کالای  $i$  ام، تابعی از  $p$  و  $m$  به دست می‌آید:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \{m/P\} \quad (14)$$

که در آن:

$$\ln P = a_0 + \sum_k a_k \cdot \ln p_k + 1/2 \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \cdot \ln p_k \cdot \ln p_j \quad (15)$$

به این تابع، تقاضای AIDS به شکل سهم بودجه‌ای آن گفته می‌شود که در آن روابط زیر برقرار است:

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_i \beta_i = 0 \quad (16)$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (17)$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (18)$$

سیستم AIDS به راحتی قابل تفسیر است. این سیستم نشان می‌دهد که در صورت نبود تغییر قیمت‌های نسبی و درآمدهای واقعی (مخارج واقعی)، سهم مخارج کالای مورد نظر ثابت باقی می‌ماند. تغییر در مخارج واقعی از طریق  $\beta_i$  ها و تغییر در قیمت‌های نسبی از طریق  $\alpha_i$  ها بر سهم مخارج کالا اثر می‌گذارد.  $\beta_i$  ها برای کالاهای لوکس مثبت و برای کالاهای ضروری منفی و جمع آنها صفر است. همچنین، می‌توان نشان داد که سیستم معادلات AIDS برای کل جامعه قابل تعمیم است.

نکته مهم این سیستم، آن است که با توجه به شاخص قیمت P رابطه بالا بر حسب ضرایب غیرخطی بوده و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل غیرخطی<sup>1</sup> (NAIDS) را تشکیل می‌دهد و برای برآورد ضرایب، به استفاده از روش‌های غیرخطی نیاز است که این مسأله خود نیاز به داشتن اطلاعات و آمار کافی دارد. در بیشتر مطالعات تجربی به جای استفاده از شاخص واقعی P و روش غیرخطی از شاخص استون به عنوان جانشینی برای شاخص واقعی P استفاده شده و با این عمل مدل به صورت سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی<sup>2</sup> (LAIDS) درآمده و توابع تقاضا به صورت توابعی خطی از قیمت‌ها و مخارج کل تبدیل می‌شود که می‌توان آن را با استفاده از روش‌های خطی، برآورد نمود. دیتون و مولبار برای تبدیل سیستم تقاضای خودشان به یک سیستم خطی شاخص استون را به صورت زیر معرفی کردند:

1. Nonlinear Almost Ideal Demand System (NAIDS)

2. Linear Almost Ideal Demand System (LAIDS)



$$\log P = \sum_k w_k \log P_k \quad (19)$$

کشش‌های درآمدی  $\eta_i^1$  و قیمتی خودی  $\mu_{ii}^1$  و قیمتی متقاطع  $\mu_{ij}^1$  سیستم تقاضای LAIDS به صورت زیر محاسبه می‌شود:<sup>1</sup>

$$\eta_i^1 = \frac{\beta_i^1}{w_i} + 1 \quad (20)$$

$$\mu_{ii}^1 = \frac{\gamma_{ii}^1}{w_i} - 1 \quad (21)$$

$$\mu_{ij}^1 = \frac{\gamma_{ij}^1}{w_i} \quad (22)$$

می‌توان نشان داد کشش درآمدی  $\eta_i$  و قیمتی خودی  $\mu_{ii}$  و قیمتی متقاطع  $\mu_{ij}$  سیستم تقاضای NAIDS عبارت است از:

$$\eta_i = \frac{\beta_i}{w_i} + 1 \quad (23)$$

$$\mu_{ii} = \frac{\gamma_{ii}}{w_i} - 1 - \beta_i \quad (24)$$

$$\mu_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i (w_j / w_i) \quad (25)$$

- **روش چهارم:** بسیاری از مطالعات تجربی اخیر تقاضا، مبتنی بر تصریح لگاریتم دو طرفه و کشش ثابت انجام یافته است. این مطالعات به لحاظ تجربی، نتایج خوبی را نشان می‌دهند، اما به لحاظ قیود نظری که در بخش پیشین بیان شد، مناسب نیست. همان‌طور که بیان شد، به غیر از قید همگنی، این قیدها را می‌توان بر اساس کشش‌ها بیان کرد. تأمین این ویژگی کشش‌های ثابت مستلزم سهم بودجه‌ای ثابت بوده که به لحاظ نظری جالب نبوده و به لحاظ تجربی غیرقابل قبول است. تایل (1965) با یک تصریح از لگاریتم دو طرفه شروع کرد به صورت زیر بود:

$$d \ln q_i = \eta_i (d \ln m - \sum_j w_j d \ln p_j) + \sum_j \varepsilon_{ij} d \ln p_j \quad (26)$$

با ضرب طرفین در  $w_i$  خواهیم داشت:

<sup>1</sup>. اندیس بالایی 1 نشان دهنده خطی بودن سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل است.

$$w_i \cdot d \ln q_i = b_i (d \ln m - \sum_j w_j d \ln p_j) + \sum_j s_{ij} d \ln p_j \quad (27)$$

که در آن،  $s_{ij} = w_i \cdot \varepsilon_{ij}$ ،  $b_i = w_i \cdot \eta_i$ ، به عنوان ثابت رفتار عمل می‌کند. این انتخاب ثابت‌ها با عنوان سیستم رتردام<sup>1</sup> معروف است. در یک بازبینی، مجموع انگل و اسلاتسکی نشان می‌دهد که:

$$\sum_i b_i = 1, \sum_i s_{ij} = 0 \quad (28)$$

در حالی که شرط همگنی از طریق رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\sum_j s_{ij} = 0 \quad (29)$$

و شرط تقارن بر اساس رابطه زیر بررسی می‌شود:

$$s_{ij} = s_{ji} \quad (30)$$

شرط منفی نیمه معین بودن نیز چنین خواهد بود:

$$\sum_i \sum_j x_i s_{ij} x_j < 0 \quad x_i, x_j \neq \text{constant} \quad (31)$$

تمام این شرایط بر حسب ثابت‌های سیستم بوده و می‌تواند یا آزمون شده و یا بر سیستم تحمیل شود. ویژگی جذاب دیگر این انتخاب از پارامترها این است که ساختار ترجیحات خاص، حالت‌های خاصی دارد. برای استقلال کامل باید:

$$s_{ij} = \varphi \cdot b_i (\delta_{ij} - b_j) \quad (32)$$

در حالی که برای جداسازی ضعیف بدین گونه بیان می‌شود:

$$(33)$$

$$s_{ij} = \varphi_{FG} \cdot b_i b_j$$

که در آن،  $i$  و  $j$  به ترتیب به گروه‌های  $F$  و  $G$  تعلق داشته و برای جایگزینی قوی نیز  $\varphi_{ij}$  به وسیله  $\varphi$  جایگزین می‌شود. از آنجا که  $\eta_i = b_i / w_i$  است، همگنی می‌تواند فقط از طریق تحمیل  $b_i = w_i$  برای تمام  $i$  ها به دست آید، یعنی از طریق ثابت ساختن  $w_i$  نسبت به تغییرات قیمت حاصل می‌شود. این مدل با توجه به این مسأله که واکنش متقابل  $i$  و  $j$  به وسیله  $s_{ij}$  نشان داده می‌شود، یک حالت عمومی است. با توجه به  $\eta_i = b_i / w_i$ ، علامت  $\eta_i$  از طریق  $b_i$  تعیین می‌شود. یک کالای برآورد شده ممکن است، پست ( $b_i < 0$ ,  $\eta_i < 0$ ) و یا غیر پست ( $b_i \geq 0$ ,  $\eta_i \geq 0$ ) باشد. در حالت دوم، کالا می‌تواند یک کالای نرمال ( $b_i \leq w_i$  &  $\eta_i \leq 1$ ) یا یک کالای لوکس

<sup>1</sup>. Rotterdam System

( $b_i > w_i$  &  $\eta_i > 1$ ) باشد. کالا می‌تواند با تغییرات  $w_i$  از لوکس تا نرمال و یا برعکس تغییر کند. یک کالا نمی‌تواند از یک کالای غیر پست تا یک کالای پست تغییر کند. یک ویژگی مشابه برای سیستم تقاضای AIDS نیز بحث شد. از رابطه 20 می‌توان نتیجه گرفت که علامت  $\beta_i$  تعیین‌کننده این است که  $\eta_i$  بزرگتر از دیگری است یا خیر؛ یک کالا لوکس است یا ضروری، بدون اینکه امکان تغییر آن از طریق یک متغییر برونزا امکان‌پذیر باشد. اگر کالایی ضروری است، می‌تواند از کالای نرمال تا کالای پست تغییر کند و یا برعکس. هر مقدار ثابت  $b_i$  از سیستم رتردام و  $\beta_i$  از سیستم AIDS برای مقید بودن ظاهر می‌شوند. آیا ممکن است یک تصریح طوری انجام شود که کالا از یک چرخه زندگی اقتصادی بگذرد، یعنی در ابتدا لوکس، سپس نرمال و سرانجام، پست شود. با سطح معمولی از جمع یک کالای پست، به ندرت قابل مشاهده است. اگر چه، کاهش اهمیت عملی آن محدودیت ثابت  $b_i$  است.

مدل رتردام ارائه شده در رابطه 27 را با استفاده از روابط  
 $(d \ln Q = \sum_j w_j d \ln q_j, d \ln P = \sum_j w_j d \ln p_j)$  و  $(\sum_j w_j d \ln q_j = d \ln m - \sum_j w_j d \ln p_j)$   
 می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$w_i . d \ln q_i = b_i . d \ln Q + \sum_j s_{ij} \ln p_j \quad (34)$$

این در واقع، یکی از چهار مدل مورد بررسی در قسمت پیشین است. می‌توان از روش تایل برای مدل رتردام استفاده کرد که اصولاً یک کاربرد از قاعده ذوزنقه‌ای<sup>1</sup> است. برای سهم بودجه‌ای از میانگین وزن دو دوره استفاده می‌شود:

$$(35)$$

$$\bar{w}_{it} = (w_{i,t-1} + w_{i,t})/2$$

و عملگر دیفرانسیلی لگاریتمی D به صورت زیر خواهد بود:

$$(36)$$

$$Dy_t = \ln y_t - \ln y_{t-1} \quad t = 2, \dots, T$$

عبارت تغییرات محدود پس از وارد کردن جمله اختلال  $\varepsilon_{it}$  به صورت زیر خواهد بود:

$$\bar{w}_{it} D \frac{q_{it}}{Q_t} = \beta_i D Q_t + \sum_{j=1}^n s_{ij} D p_j + \varepsilon_{it} \quad (37)$$

1 . Trapezoid Rule

که در آن،  $DQ_i$  به صورت  $\sum_j \bar{w}_{jt} Dq_{it}$  محاسبه می‌شود که جمع‌پذیری را تضمین می‌کند.

از 4 رهیافت بررسی شده، رهیافت نخست - که از یک تابع مطلوبیت مستقیم به صورت مخصوص فرمول‌بندی شد - حداقل جذابیت را دارد، زیرا به یک سیستم تقاضای جالب منجر نمی‌شود.

### 3. پیشینه پژوهش

متون تجربی موجود در زمینه مدل‌سازی تقاضای حمل و نقل را می‌توان در پنج گروه طبقه‌بندی کرد؛ گروه اول مطالعات مبتنی بر مدل‌های برنامه‌ریزی خطی<sup>1</sup> است. در این روش، بیشتر به مطالعه مبدأ - مقصد<sup>2</sup> پرداخته شده و ویژگی‌های مبادی و مقاصد انتخاب‌شده مورد توجه واقع شده است. گروه دوم، مطالعات مبتنی بر مدل‌های بدون مبانی نظری<sup>3</sup> بوده است. در این روش، بدون توجه به متون نظری صرفاً بر اساس آمار و اطلاعات موجود اقدام به مدل‌سازی و برآورد میزان تقاضای موجود می‌شود. گروه سوم، مطالعات مبتنی بر مدل‌های انتخاب است. این مدل‌ها خود به دو دسته مدل‌های انتخاب تجمیعی و مدل‌های انتخاب غیرتجمیعی تقسیم می‌شوند. مدل‌های انتخاب تجمیعی بر اساس مطالعات فنی بوده و بیشتر بحث ترافیک در شیوه‌های مختلف حمل و نقل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. مدل‌های انتخاب غیرتجمیعی بر اساس تابع احتمالات تصمیم‌گیری افراد در مورد انتخاب شیوه حمل و نقل از روی ویژگی‌های حمل و نقل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. گروه چهارم، مطالعات مبتنی بر مدل‌های استخراج شده از نظریه خرد اقتصادی است. این شیوه مدل‌سازی تقاضا به سه گروه مدل‌های تقاضای استخراج شده بر اساس دیدگاه مارشالی، مدل‌های کلان تقاضا و مدل‌های تقاضای مبتنی بر رهیافت سیستمی تقسیم می‌شوند.

از جمله مطالعات مبتنی بر تقاضای مارشالی که در زمینه تقاضا برای حمل و نقل از طریق تقاضای مسافرت در جهان صورت گرفته می‌توان به دوانی<sup>4</sup> (1974)، وندرسون و کراس<sup>5</sup> (1978)، آیپولیو<sup>1</sup> (1981)، آبراهام<sup>2</sup> (1983) همچنین، اغلب کارهای انجام

1. Mathematical programming models

2. Origin-destination (O-D)

3. Ad-hoc models

4. Devany

5. Vndersoon and Kraus

شده در خصوص حمل و نقل برون شهری و در چهار مدل حمل و نقل دریایی، هوایی، جاده‌ای و ریلی بوده است. کاربردهایی از مدل‌های کلان توسط براون و اتکسین<sup>۳</sup> (1968)، یانگ<sup>۴</sup> (1975)، لاو<sup>۵</sup> (1975)، اوریل<sup>۶</sup> (1981) و کانافانی<sup>۷</sup> (1983) بسط یافته است. از ابتدایی‌ترین مدل‌هایی که در زمینه سیستم‌های تقاضا وجود دارد، سیستم مخارج خطی است که نخستین بار توسط استون و جری در سال 1954 پیشنهاد شد. در ادامه این مدل، هاتاگر در سال 1960 سیستم تقاضای لگاریتمی غیرمستقیم را ارائه نمود. تایل در سال 1965 سیستم تقاضای روتردام را مطرح کرد. به دنبال مقاله دایورت<sup>۸</sup> شکل‌های تبعی انعطاف‌پذیر سیستم‌های تقاضا مطرح شد. دیتون و مالبوئر در سال 1980 سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل را پیشنهاد کردند که ملینا با استفاده از این مدل تقاضای حمل و نقل اسپانیا را در دوره 1964-1989 برآورد نموده است. دریل و کلر<sup>۹</sup> از اداره مرکزی آمار هلند برای نخستین بار یک مدل ترکیبی از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل و سیستم تقاضای روتردام ارائه کردند که به سیستم تقاضای CBS مشهور است. مدل ترکیبی دیگری توسط نوس<sup>۱۰</sup> در سال 1987 پیشنهاد شد که به مدل NBR مشهور است. در اقتصاد ایران نیز این مدل‌ها به صورت موردی بررسی شده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعه خسروی‌نژاد (1369)، صمیمی‌فر (1372)، عدیوی (1372)، عبدلی (1375)، پناهی (1377) و محمدزاده (1382)، اشاره کرد.

پنجمین گروه، مطالعات مبتنی بر مدل‌های زوج شهری است. ساختار کلی این مدل‌ها از نوع جاذبه‌ای است. در مدل جاذبه تقاضای حمل و نقل فرض می‌شود که سفر بین دو شهر مستقیماً متناسب با جمعیت آنها و به‌طور معکوس متناسب با مسافت بین آنهاست که در قالب رابطه زیر خواهد بود:

$$T_{ij} = a \left( \frac{M_i M_j}{d_{ij}} \right) \quad (38)$$

1. Ippolio

2. Abraham

3. Brown and Atkin

4. Young

5. Lave

6. Aureille

7. Kanafani

8. Diewert. (1971)

9. Driel & Keller. (1985)

10. Neves

که در آن،  $T_{ij}$  بیانگر حجم ترافیک بین دو شهر،  $M_i, M_j$  جمعیت بین دو شهر  $ij$  و  $d_{ij}$  فاصله بین دو شهر است. بر همین اساس مدل‌های تعمیم‌یافته‌تری توسط کوانت ارائه شده که علاوه بر متغیرهای جمعیت و فاصله بین شهرها متغیرهای دیگری مانند درآمد، اشتغال، هزینه سفر و تسهیلات طرف عرضه خدمات حمل و نقل را نیز وارد مدل کرده است.

#### 4. آمار و اطلاعات مورد استفاده برای برآورد مدل

به منظور بررسی تجربی حساسیت تقاضای حمل و نقل خانوارهای شهری استان تهران به متغیرهای قیمتی و درآمدی از داده‌های سالانه مخارج مصرفی خانوارهای شهری استان تهران در دوره 1358-1389 استفاده کرده‌ایم. در این مطالعه با توجه به این که هدف اصلی بررسی تجربی تقاضای حمل و نقل در قالب رهیافت سیستمی است، از طبقه‌بندی کالاها و خدمات در سبد مصرفی خانوارهای شهری استان تهران به تفکیک خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها، دخانیات، پوشاک و کفش، مسکن، آب برق گاز و سایر سوخت‌ها، بهداشت و درمان، حمل و نقل، ارتباطات، تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران و هتل و کالاها و خدمات متفرقه استفاده کرده‌ایم. از آنجا که در این پژوهش بر تقاضای خدمات حمل و نقل تأکید کرده‌ایم، بنابراین، حمل و نقل خودش را به تنهایی به عنوان یک گروه کالا و خدمات در نظر گرفته و بقیه گروه‌های کالایی و خدماتی را به پنج گروه ادغام کرده‌ایم. با توجه به این توضیحات، گروه‌های کالایی مدل‌سازی شده در سبد مصرفی خانوارهای شهری استان تهران شامل گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات (KH)، گروه پوشاک و کفش (PO)، گروه مسکن و آب برق گاز و سایر سوخت‌ها (MAS)، گروه حمل و نقل (TR) و گروه متفرقه (MO) است. گفتنی است، گروه کالایی متفرقه را از جمع گروه‌های کالایی لوازم و اثاثیه، بهداشت، ارتباطات، تفریح و امور فرهنگی، تحصیل، رستوران و هتل و کالاها و خدمات متفرقه به دست آورده‌ایم. به منظور به دست آوردن شاخص قیمتی این گروه از شاخص استون استفاده کرده‌ایم.

#### 5. مدل‌سازی سیستمی تقاضای حمل و نقل استان تهران (مقید و غیرمقید)

در این قسمت به مدل سازی سیستمی تقاضای حمل و نقل خانوارهای شهری استان تهران در راستای پاسخ به این پرسش که آیا تقاضای خانوارهای شهری استان تهران از خدمات حمل و نقل نسبت به تغییرات قیمت این خدمات و همچنین تغییرات درآمد خانوارها حساس است یا خیر، پرداخته‌ایم. در این راستا، در ادامه ابتدا سیستم معادلات تقاضا را برآورد کرده، سپس، خواص نظری تقاضای مصرف کننده را می‌آزماییم.

### 1.5. مدل سازی سیستمی تقاضای حمل و نقل استان تهران با اعمال قید

در این قسمت به برآورد سیستم تقاضای حمل و نقل استان تهران با اعمال قید پرداخته‌ایم. منظور از اعمال قید این است که قیود همگنی ( $\sum_{i=1}^5 S_{ij} = 0$ ) و تقارن ( $S_{ij} = S_{ji}$ ) را به مدل اعمال می‌کنیم. با توجه به این که برای برآورد مدل، 5 گروه کالایی را در نظر گرفته‌ایم، برای 4 گروه اول می‌توان مدل تقاضای سیستمی را به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} w_1 dlq_1 &= b_1 dlQ + \sum_{j=1}^5 s_{1j} dlp_j & w_2 dlq_2 &= b_2 dlQ + \sum_{j=1}^5 s_{2j} dlp_j \\ w_3 dlq_3 &= b_3 dlQ + \sum_{j=1}^5 s_{3j} dlp_j & w_4 dlq_4 &= b_4 dlQ + \sum_{j=1}^5 s_{4j} dlp_j \end{aligned} \quad (39)$$

اعداد 1 تا 4 به ترتیب بیانگر گروه کالایی با نماد (MO)، (TR)، (MAS)، (PO)، (KH) است. برای سادگی  $dl$  (تفاضل لگاریتمی) را با  $D$  نشان می‌دهیم. حال، اگر این چهار گروه را باهم جمع بزینیم، خواهیم داشت:

$$\sum_{i=1}^4 w_i \cdot Dq_i = \sum_{i=1}^4 b_i \cdot DQ + \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^5 s_{ij} \ln p_j \quad (40)$$

این رابطه را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$DQ - w_5 Dq_5 = (1 - b_5) DQ + \sum_{j=1}^5 s_{5j} Dp_j \quad (41)$$

این رابطه از اینجا استخراج شده که چون  $\sum_{i=1}^5 b_i = 1$  است، بنابراین، داریم

$$DQ = \sum_{i=1}^5 w_i Dq_i \quad \text{که } b_5 = 1 - \sum_{i=1}^4 b_i \text{ است، در نتیجه، داریم}$$

$$\sum_{i=1}^4 Dq_i = DQ - w_5 Dq_5$$

به دست آورد:

$$(42)$$

$$w_5 Dq_5 = b_5 Dq_5 + \sum_{j=1}^5 s_{5j}$$

این رابطه به این معناست که جمع چهار رابطه اول همان رابطه پنجم است و با برآورد چهار رابطه اول می‌توان رابطه پنجم را استخراج کرد. برای برآورد مدل بالا از روش رگرسیون به ظاهر نامرتب (SUR) استفاده می‌کنیم. نتایج برآورد را در جدول 1 آورده‌ایم.

جدول 1. برآورد پارامترهای سیستم تقاضای روتردام با اعمال قید برای 5 گروه کالایی مخارج مصرفی، خانوارهای شهری استان تهران در دوره 1358-1389

گروه‌های کالایی	عرض از مبدأ	ضرایب شاخص‌های قیمتی					ضریب شاخص مقداری دیویزیا	ضریب تعیین
		$s_{i1}$	$s_{i2}$	$s_{i3}$	$s_{i4}$	$s_{i5}$	$b_i$	$R^2$
<i>KH</i> ( <i>se</i> )	-0/01 (0/007)	-0/14 (0/032)	-0/04 (0/028)	0/14 (0/047)	0/12 (0/04)	0/07 (0/03)	0/50 (0/02)	0/96
<i>PO</i> ( <i>se</i> )	-0/001 (0/002)	-0/058 (0/008)	-0/02 (0/008)	0/021 (0/013)	0/051 (0/011)	0/013 (0/011)	0/12 (0/07)	0/96
<i>MAS</i> ( <i>se</i> )	0/004 (0/0046)	0/083 (0/0255)	0/041 (0/019)	-0/19 (0/033)	-0/075 (0/028)	0/041 (0/032)	0/18 (0/09)	0/97
<i>TR</i> ( <i>se</i> )	0/0001 (0/002)	0/031 (0/011)	0/024 (0/011)	-0/003 (0/017)	-0/108 (0/016)	0/041 (0/015)	0/04 (0/11)	0/98

مأخذ: یافته‌های پژوهش.



برای برآورد پارامترهای مربوط به تقاضای گروه کالایی متفرقه، از ضرایب برآورد شده برای چهار گروه کالایی و در نظر گرفتن قید همگنی و تقارن استفاده می‌کنیم. ضرایب مربوط به شاخص‌های قیمتی از طریق روابط زیر استخراج می‌شود:

$$\begin{aligned} s_{11} + s_{12} + s_{13} + s_{14} &= -s_{15} = -s_{51} \\ s_{21} + s_{22} + s_{23} + s_{24} &= -s_{25} = -s_{52} \\ s_{31} + s_{32} + s_{33} + s_{34} &= -s_{35} = -s_{53} \\ s_{41} + s_{42} + s_{43} + s_{44} &= -s_{45} = -s_{54} \end{aligned}$$

در حالت کلی می‌توان روابط بالا را به صورت زیر نوشت:

$$\sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^5 s_{ij} = \sum_{j=1}^5 s_{5j} \quad (44)$$

بر اساس روابط بالا، ضرایب استخراجی برای کالاهای متفرقه به صورت زیر است.

جدول 2. پارامترهای مربوط به تقاضای کالاهای متفرقه

گروه کالایی	ضرایب شاخص‌های قیمتی					ضریب شاخص مقداری دیویزیبا
	$s_{i1}$	$s_{i2}$	$s_{i3}$	$s_{i4}$	$s_{i5}$	$b_i$
mo	0/084	-0/005	0/032	-0/012	-0/165	0/16

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به پارامترهای استخراج شده، می‌توان با توجه به روابط  $(\varepsilon_{ij}, \eta_i = \frac{b_i}{w_i}, \eta_i = \frac{s_{ij}}{w_i})$ ، کشش قیمتی خودی  $(i = j)$  و متقاطع  $(i \neq j)$  و کشش درآمدی  $(\eta_i)$  را محاسبه نمود. نتیجه محاسبات را در جدول 3 آورده‌ایم.

جدول 3. کشش‌های قیمتی  $(\varepsilon_{ij})$  و درآمدی  $(\eta_i)$  پنج گروه مختلف کالایی

استخراج شده از سیستم تقاضای روتردام مقید

$\eta_i$	$\varepsilon_{i5}$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i1}$	گروه‌های کالایی
1/40	0/20	0/34	0/39	-0/11	-0/39	گروه کالایی خوراک

1/07	0/12	0/46	0/19	-0/18	-0/52	گروه کالایی پوشاک و کفش
0/64	0/14	-0/27	-0/67	0/14	0/29	گروه کالایی مسکن
1/59	0/60	-0/59	-0/04	0/35	0/46	گروه حمل و نقل
0/89	-0/92	0/07	0/18	-0/03	0/47	گروه کالایی متفرقه

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

جدول 3، بیان‌کننده حساسیت تقاضای خانوارهای شهری استان تهران از پنج گروه کالایی به تغییرات قیمت کالاها و خدمات و درآمد خانوارها در چارچوب رهیافت سیستمی از تقاضاست. با توجه به این جدول می‌توان بیان کرد که تمام کالاها قانون تقاضا را تأمین کرده‌اند و کشش قیمتی خودی منفی دارند. در این میان، کشش قیمتی تقاضای خانوارهای شهری استان تهران از خدمات حمل و نقل برابر (0/59-) است که در بین گروه‌های کالایی سومین رتبه را در واکنش به تغییرات قیمت خدمات حمل و نقل دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که تقاضای خدمات حمل و نقل کم کشش است و تغییرات قیمتی تأثیر ناچیزی در مدیریت تقاضای این بخش دارد. به عبارت دیگر، تقاضای خدمات حمل و نقل نسبت به تغییرات قیمتی حساسیت پایینی دارد. کشش درآمدی تقاضای خانوارهای شهری استان تهران از خدمات حمل و نقل برابر 1/59 است. این کشش بیانگر آن است که با افزایش مخارج خانوارهای شهری در استان تهران به میزان یک درصد، مخارج گروه خدمات حمل و نقل به میزان 1/59 درصد افزایش می‌یابد که این مسأله حاکی از آن است که با افزایش درآمد یا مخارج خانوارهای شهری سهم بودجه‌ای خدمات حمل و نقل افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، خدمات حمل و نقل از نوع خدمات نرمال لوکس است. همچنین، تقاضای خدمات حمل و نقل نسبت به تغییرات درآمد خانوارهای شهری استان تهران حساسیت بالایی دارد. برای این که معادلات تقاضای برآوردشده به لحاظ نظری نیز مورد تأیید قرار گیرد، آزمون همگنی و تقارن را برای سیستم معادلات تقاضای روتردام انجام می‌دهیم. برای آزمون قید همگنی و تقارن از آزمون والد استفاده کرده که نتایج آن را در جدول‌های 4 و 5 آورده‌ایم.

جدول 4. آزمون فرضیه همگن بودن سیستم معادلات تقاضا با اعمال قید

<i>probability</i>	<i>value</i>	<i>Test statistic</i>	گروه‌های کالایی
0/0016	9/956	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی خوراک
0/578	0/308	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی پوشاک و کفش
0/0002	14/095	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی مسکن

0/345	0/888	Chi - square	گروه کالایی حمل و نقل
-------	-------	--------------	-----------------------

مأخذ: یافته‌های پژوهش و خروجی نرم‌افزار EViews.

بر اساس جدول 4، می‌توان بیان نمود که خصوصیت همگنی در مورد گروه‌های کالایی خوراک و مسکن در سطح معناداری 5 درصد رد می‌شود و در مورد گروه‌های کالایی پوشاک و حمل و نقل خصوصیت همگنی را در سطح معناداری 5 درصد نمی‌توان بر اساس مشاهدات موجود رد نمود.

جدول 5. آزمون فرضیه تقارن در سیستم تقاضای روتردام با اعمال قید

<i>probability</i>	<i>value</i>	<i>Test statistic</i>	
0/012	16.352	Chi - square	سیستم تقاضای روتردام با اعمال قید
<i>Normalized Restriction (=0)</i>	<i>Value</i>	<i>Std. Err.</i>	
C(12) - C(21)	0/008442	0/029413	
C(13) - C(31)	0/056521	0/053190	
C(14) - C(41)	0/094400	0/039156	
C(23) - C(32)	-0/020016	0/023848	
C(24) - C(42)	0/027256	0/013601	
C(34) - C(43)	-0/072550	0/034146	

مأخذ: یافته‌های پژوهش و خروجی نرم‌افزار EViews.

ویژگی تقارن در مورد سیستم تقاضای روتردام با اعمال قید برقرار نیست، یعنی این فرض که  $(s_{ij} = s_{ji})$  در مورد سیستم تقاضای روتردام براساس آمار اطلاعات مخارج مصرفی خانوارهای شهری استان تهران در سطح معناداری 5 درصد مورد تایید قرار نمی‌گیرد.

## 2.5. مدل سازی سیستمی تقاضای حمل و نقل استان تهران بدون اعمال قید

منظور از مدل غیرمقید این است که قیدهای تقارن در سیستم تقاضای روتردام وارد نشود. در این صورت فقط قید همگنی ( $\sum_{i=1}^5 s_{ij} = 0$ ) در مدل لحاظ می‌شود. برای در نظر گرفتن این قید در برآورد مدل مثلاً در رابطه اول به صورت زیر عمل می‌کنیم:

$$s_{11} + s_{12} + s_{13} + s_{14} + s_{15} = 0 \Rightarrow s_{15} = -s_{11} - s_{12} - s_{13} - s_{14}$$

رابطه زیر را که بیانگر سیستم تقاضای روتردام برای گروه کالایی خوراک است، در نظر می‌گیریم:

$$w_1 Dq_1 = b_1 dQ + s_{11} Dp_1 + s_{12} Dp_2 + s_{13} Dp_3 + s_{14} Dp_4 + s_{15} Dp_{15} \quad (46)$$

در رابطه بالا، اندیس 1 بیانگر گروه کالایی خوراک و بقیه حروف به ترتیب بیانگر پوشاک، مسکن، حمل و نقل است. چنانچه قید  $\sum_{i=1}^5 s_{ij} = 0$  را وارد کنیم، خواهیم داشت:

$$w_1 Dq_1 = b_1 dQ + s_{11} Dp_1 + s_{12} Dp_2 + s_{13} Dp_3 + s_{14} Dp_4 + (-s_{11} - s_{12} - s_{13} - s_{14}) Dp_{15} \quad (47)$$

حال، اگر رابطه بالا را ساده‌تر کنیم، خواهیم داشت:

$$w_1 Dq_1 = b_1 dQ + s_{11} \{Dp_1 - Dp_5\} + s_{12} \{Dp_2 - Dp_5\} + s_{13} \{Dp_3 - Dp_5\} + s_{14} \{Dp_4 - Dp_5\} \quad (48)$$

در نهایت، سیستم تقاضای روتردام غیرمقید برای پنج گروه کالایی به صورت زیر است:

$$w_i Dq_i = b_i dQ + \sum s_{ij} \{Dp_j - Dp_5\} + \varepsilon_{it} \quad (49)$$

برای برآورد مدل بالا از روش رگرسیون به ظاهر نامرتب (*SUR*) استفاده می‌کنیم. نتایج برآورد را در جدول 6 آورده‌ایم.

جدول 6. برآورد پارامترهای سیستم تقاضای روتردام غیرمقید برای 5 گروه کالایی خانوارهای شهری استان تهران در دوره 1389-1388

ضریب تعیین	ضریب شاخص مقدراری دیویزیا	ضرایب شاخص‌های قیمتی				<i>intercept</i>	گروه‌های کالایی
		$S_{i4}$	$S_{i3}$	$S_{i2}$	$S_{i1}$		
$R^2$	$b_i$						

0/93	0/45	0/09	0/03	-0/04	-0/16	0/001	<i>KH</i>
0/94	0/12	0/043	0/013	0/018 -	-0/05	-0/001	<i>PO</i>
0/86	0/22	-0/04	-0/12	0/033	0/097	-0/004	<i>MAS</i>
0/98	0/047	-0/04	0/008	0/023	0/31	-0/001	<i>TR</i>
-	0/163	0/053 -	0/069	0/002	0/197 -	-	<i>Mo*</i>

\*از طریق محاسبات استخراج شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به پارامترهای استخراج شده، می‌توان از طریق روابط

$$(\varepsilon_{ij}, \quad i = j) \text{ و متقاطع } (\eta_i = \frac{b_i}{w_i}, \quad \varepsilon_{ij} = \frac{s_{ij}}{w_i})$$

و کشش درآمدی ( $\eta_i$ ) را محاسبه نمود. نتیجه محاسبات را در جدول 7 ارائه کرده‌ایم.

جدول 7. کشش‌های قیمتی ( $\varepsilon_{ij}$ ) و درآمدی ( $\eta_i$ ) پنج گروه مختلف کالایی

استخراج شده از سیستم تقاضای روتردام غیرمقید

$\eta_i$	$\varepsilon_{i4}$	$\varepsilon_{i3}$	$\varepsilon_{i2}$	$\varepsilon_{i1}$	
1/26	0/25	0/08	-0/11	-0/45	گروه کالایی خوراک
1/07	0/38	0/12	-0/16	-0/45	گروه کالایی پوشاک و کفش
0/78	-0/14	-0/42	0/12	0/34	گروه کالایی مسکن
0/69	-0/59	0/12	0/34	4/56	گروه کالایی حمل و نقل
0/91	-0/29	0/38	0/01	-1/09	گروه کالایی متفرقه

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به اطلاعات جدول 7 می‌توان بیان کرد که تمام گروه‌های کالایی قانون تقاضا را تأمین کرده و دارای کشش قیمتی خودی منفی هستند. در این میان کشش قیمتی گروه کالایی حمل و نقل برابر 0/59- بوده که در بین گروه‌های کالایی بیشترین واکنش را نسبت به تغییرات قیمت نشان می‌دهد. کشش درآمدی گروه خوراک برابر 1/2 است. این کشش بیانگر آن است که با افزایش مخارج خانوارهای شهری در استان

تهران به میزان یک درصد، مخارج گروه کالایی خوراک شهری به میزان 1/2 درصد افزایش می‌یابد که این مسأله حاکی از آن است که با افزایش درآمد یا مخارج خانوارهای شهری سهم بودجه‌ای گروه خوراک را افزایش می‌دهند.

برای این که معادلات تقاضای برآورد شده به لحاظ نظری نیز مورد تأیید قرار گیرد، آزمون همگنی و تقارن را برای سیستم معادلات تقاضای روتردام انجام می‌دهیم. برای آزمون قید همگنی و تقارن از آزمون والد استفاده کرده که نتایج آن را در جدول‌های 8 و 9 ارائه کرده‌ایم.

جدول 8. آزمون فرضیه همگن بودن معادلات تقاضای سیستم تقاضای روتردام با اعمال قید

<i>probability</i>	<i>value</i>	<i>Test statistic</i>	
0/144	2/11	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی خوراک
0/145	2/12	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی پوشاک و کفش
0/3	0/069	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی مسکن
0/008	6/99	<i>Chi - square</i>	گروه کالایی حمل و نقل

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بر اساس اطلاعات جدول 8، می‌توان بیان نمود که ویژگی همگنی در مورد گروه‌های کالایی خوراک، مسکن و پوشاک را در سطح معناداری 5 درصد با توجه به آماره کای-دو نمی‌توان رد کرد و فرض همگنی تأیید می‌شود. ویژگی همگنی در مورد گروه کالایی حمل و نقل در سطح معناداری 5 درصد رد می‌شود.

جدول 9. آزمون فرضیه تقارن در سیستم تقاضای روتردام با اعمال قید

<i>probability</i>	<i>value</i>	<i>Test statistic</i>	
0/45	4/75	<i>Chi - square</i>	سیستم تقاضای روتردام غیرمقید
<i>Normalized Restriction (= 0)</i>	<i>Value</i>		<i>Std. Err.</i>
C(12) - C(21)	0/013520		0/37426
C(13) - C(31)	-0/061660		0/053570

C(14) - C(41)	0/063014	0/054051
C(23) - C(32)	-0/020089	0/031975
C(34) - C(43)	-0/057355	0/049746

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

ویژگی تقارن در مورد سیستم تقاضای روتردام غیرمقید برقرار است؛ یعنی این فرض که  $s_{ij} = s_{ji}$  در مورد سیستم تقاضای روتردام غیرمقید براساس آمار اطلاعات استان تهران در سطح معناداری 5 درصد تأیید می‌شود.

## 6. نتیجه‌گیری

بررسی تاریخی سیاست‌های اجراشده برای مدیریت تقاضای حمل و نقل شهری نشان می‌دهد که سیاست‌های درآمدی و قیمتی از جمله سیاست‌های به کار گرفته شده در این حوزه بوده‌اند. در این مقاله ضمن مرور ویژگی‌های نظری توابع تقاضا، چهار روش برای تبیین سیستمی رفتار مصرف‌کننده ارائه کردیم و سرانجام با استفاده از مخارج مصرفی سالانه خانوارهای شهری استان تهران در دوره 1358-1389، سیستم تقاضای روتردام را به دو صورت با مقید و غیرمقید برآورد کردیم. یافته‌ها نشان می‌دهد که تقاضای خدمات حمل و نقل نسبت به تغییرات قیمتی حساسیت پایینی دارد. همچنین، تقاضای خدمات حمل و نقل نسبت به تغییرات درآمد خانوارهای شهری استان تهران حساسیت بالایی دارد. این مسأله نشان می‌دهد که با افزایش درآمد یا مخارج خانوارهای شهری سهم بودجه‌ای خدمات حمل و نقل افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، خدمات حمل و نقل از نوع خدمات نرمال لوکس است. نتایج برآورد مدل و آزمون فرضیه‌های مربوط به سازگاری با ویژگی‌های نظری رفتار مصرف‌کنندگان، نشان داد که در سیستم تقاضای روتردام قید همگنی در هر دو حالت مقید و غیرمقید صادق بوده، ولی قید تقارن در حالت مقید صادق نبوده و در حالت غیرمقید تأیید می‌شود. با توجه به نتایج به دست آمده، پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران برای مدیریت تقاضای حمل و نقل شهری صرفاً به سیاست‌های قیمتی تأکید نکنند؛ زیرا به دلیل حساسیت پایین این بخش نسبت به تغییرات قیمتی اثرگذاری چندانی نخواهد داشت.

## 7. منابع

- پناهی، علیرضا. (مرداد و شهریور 1377). تحلیل رفتار مصرفی در مناطق شهری، کاربرد سیستم تقاضای ایده‌آل. مجله برنامه بودجه. شماره 28 و 29.
- خسروی نژاد، علی اکبر. (1376). برآورد سیستم مخارج خطی تقاضا برای خانوارهای شهری ایران.
- سوری، داوود و آهنگرانی، پویان. (بهار 1377). سیستم معادلات تقاضا با توجه به نقش مشخصه‌های اجتماعی خانوار. پژوهشنامه بازرگانی. شماره 6. صص. 109-146.
- قنبری عدیوی، علی. (1375). مدل عرضه تقاضای گوشت در ایران. پایان‌نامه دوره دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.
- محمدزاده، پرویز. (1384). مقایسه مدل‌های تخصیصی مصرف‌کننده *AIDS, CBS* در اقتصاد ایران. مجله تحقیقات اقتصادی، دانشگاه تهران، شماره 68. صص 227-256.
- Barten, A.P. (1993). Consumer Allocation Models: Choice of Functional Form. *Empirical Economics*, vol. 18. No. 2. pp. 129-158.
- Christensen, L.R., Gorgenson, D.W, Lau L.J. (1975). Transcendental Logarithmic Utility Function. *The American Economic Review*, vol. 65: No. 3. pp. 367-82.
- Deaton, A.S. and Muellbauer, J. (1980). *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University press.
- Deaton, A.S. and Muellbur J. (1980). An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, vol.70. No. 3; pp 312-26.
- Deschamps, P.J. (2000). Exact Small Sample Inference in Stationary Fully Regular, Dynamic Demand Model. *Journal of Econometrics*, vol. 97: No 1. pp. 51-91.
- Deschamps, P.J., (1997). Full Maximum Likelihood Estimation of Dynamic Demand Model. *Journal of Econometrics*, vol. 82: No.2. pp. 335-356.
- Diewert, W.E. (May 1971). An Application of Shepard Duality Theorem: A Generalized Leontief Production Function. *Journal of Political Economics*. Vol. 79. No. 3. pp. 481-507
- Dreil, H., Van. Venuta, Zeelenberg, K. (1997). The Demand for Food in the United State and the Netherlands: A System Approach with the CBS Model. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12. No. 5. Pp. 509-532.
- Frisch, R., (1959). A Complete Scheme for Computing All Direct and Cross Demand Elasticities in a Model with Many Sectors. *Econometrica*, vol. 27. No. 2. pp. 177-196.
- Hans Van Driel, Venuta & Kees Zeelenberg. (1997). The Demand For Food In The United States And The Netherlands: A Systems Approach



- With The CBS Model. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, pp 509-532
- Houtaker, W. (1960). Additive Preference. *Econometrica*, vol. 28. No. 2. pp. 244-257
  - Keller, W.J. Van, Driel, J. (1985). Differential Consumer Demand System. *European Economic Review*, vol. 27. No. 3. pp. 375-390.
  - Molina, J.A. (1994). Food Demand in Spain an Application of Almost Idea Demand System. *Journal of Agricultural Economics*, vol.45. No. 2, pp. 252-258.
  - Neves, P. (1987). Analysis of Consumer Demand in Portugal. 1958-1981, University Catholique de Louvien.
  - Stone, R. (1954). Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal*. Vol. 64, No. 255. pp. 511-527.
  - Thiel, H. (1965). The Information Approach to Demand Analysis. *Econometrica*, vol. 37, No. 1, pp. 67-87.