

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری:
رهیافت مدل سیستمی AIDS و مدل دیفرانسیلی رتردامارزیابی تاثیر
اعتبارات عمرانی بر پتانسیل بخش صنعت: مطالعه موردی استان
آذربایجان غربی

محمدنبی شهیکی تاش^۱ باقر درویشی^۲ مهیم شهیکی تاش^۳

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۱/۲۱

تاریخ دریافت: ۸۹/۴/۱۰

چکیده

در این مقاله حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری بر اساس سیستم معادلات دیفرانسیلی رتردام و سیستم معادلات غیر دیفرانسیلی AIDS در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۸۵ آزمون شده است. بررسی کشش های مارشالی، هیکس و آلن نشان می دهد که تمامی گروههای کالایی قانون تقاضا را تامین می نمایند. کشش قیمتی مارشالی نشان می دهد که بیشترین حساسیت قیمتی ابتدا در گروه حمل و نقل و سپس مبلمان و اثاثیه می باشد. نتایج کشش هیکس نشان می دهد که خوراک با گروه کالایی مبلمان و اثاثیه مکمل هیکس-الن است و با سایر گروه های کالایی جانشین-هیکس الن است. همچنین نتایج کشش جانشینی آلن نشان می دهد که بیشترین درجه جانشینی آلن بین گروه حمل و نقل و مسکن مشاهده می شود.

* عضو هیات علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان، گروه اقتصاد، زاهدان، ایران [نویسنده مسئول].

Email: Mohammad-Tash@yahoo.com

Email: Darvishi_B@yahoo.com

Email: Mahim-Tash@yahoo.com

** عضو هیات علمی دانشگاه ایلام

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

طبقه‌بندی JEL: D1, C39.

واژه‌های کلیدی: تابع سیستمی AIDS؛ رتردام؛ کشش همکس؛ مارشالی؛ آلن.

۱- مقدمه

برای بررسی رفتار مصرف کنندگان بر اساس تخصیص بودجه به سبدهای مختلف کالایی از مدل‌های سیستم تقاضا استفاده می‌شود. مزیت این الگوها نسبت به الگوهای تقاضای تک معادله‌ای در این است که در این الگوها به سهولت می‌توان شرایط تنوریک تقاضا را آزمون و اعمال نمود. این توابع به دو دسته کلی دیفرانسیلی و غیر دیفرانسیلی تقسیم می‌گردند. توابع سیستمی غیر دیفرانسیلی توابعی می‌باشند که از یک فرم تبعی خاص تابع مطلوبیت و یا تابع مخارج استخراج می‌گردند، در حالی که در توابع دیفرانسیلی تابع مطلوبیت و یا تابع مخارج محدود به شکل تبعی خاصی نمی‌باشند. در این مطالعه از تابع دیفرانسیلی رتردام و تابع غیر دیفرانسیلی AIDS استفاده می‌شود که مبنای استخراج و ویژگی‌های این توابع در مقایسه با بقیه توابع در جدول (۱) ذکر شده است.

جدول ۱: مقایسه تابع تقاضای سیستمی AIDS و رتردام با بقیه توابع سیستمی

سیستم تقاضا	ویژگی	مبنای استخراج معادلات تقاضا
سیستم مخارج خطی (LES)	با تابع مطلوبیت شبه مقعر قوی و فزاینده و خط بودجه، تقاضا استخراج می‌شود.	تصریح فرم تبعی تابع مطلوبیت مستقیم
تابع تقاضای ترانسلوگ	از قانون ری (Roy) برای برآورد تابع تقاضا استفاده می‌شود.	تصریح تابع مطلوبیت غیر تقسیم
تابع تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)	از قانون شفارد معادلات تقاضای همسکی بدست می‌آید.	تصریح تابع هزینه و مخارج
تابع تقاضای رتردام	براساس دیفرانسیل کامل تابع مطلوبیت و قید بودجه نسبت به قیمت‌ها و درآمد، رابطه بین قیمت‌ها و	تصریح تجربی تابع تقاضا

مقادیر از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می آید.

سیستم AIDS غیر دیفرانسیلی به طور مستقیم از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی شود و بوسیله تابع هزینه و لم سفارد استخراج می گردد. تابع هزینه بیانگر حداقل مخارج لازم برای دستیابی به سطح مطلوبیت خاصی در شرایط وجود قیمت های معین می باشد که به صورت $c(p,u)$ نمایش داده می شود. همچنین سیستم تقاضای رتردام براساس دیفرانسیل کامل قید بودجه، تابع مطلوبیت، رابطه بین قیمت ها و درآمد از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می آید. این مقاله بر اساس داده های بودجه خانوارهای شهری کشور (۱۳۸۶-۱۳۵۳) که در شش گروه کالایی تقسیم شده اند (۱- گروه خوراکی، آشامیدنیها و دخانیات (گروه خوراک)؛ ۲- گروه مسکن و سوخت (مسکن)؛ ۳- گروه پوشاک و کفش؛ ۴- گروه لوازم و اثاثیه؛ ۵- گروه بهداشت و درمان؛ ۶- گروه حمل و نقل و ارتباطات) الگوی سسیستمی رتردام و AIDS را برآورده کرده و بر اساس معیارهای آماری و اقتصادسنجی مدل بهینه انتخاب شده و قیود تئوریک تقاضا در مورد این الگو آزمون شده اند. سپس بعد از نهایی شدن الگو، کشش های مختلف تقاضا برای گروه های مختلف کالایی برآورد و تفسیر گردیده است. فرضیه اصلی این مقاله آن است که گروه کالایی بهداشت، حمل و نقل و مبلمان و اثاثه جزو گروه های لوکس بوده و سایر گروهها، ضروری می باشند. همچنین سوال اصلی این تحقیق آن است که میزان حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری به ازای یک واحد تغییر در درآمد و قیمت در گروههای مختلف چه میزان است؟

۲- مبانی نظری

در این مقاله از سیستم معادلات غیر دیفرانسیلی AIDS و سیستم معادلات دیفرانسیلی رتردام برای تحلیل رفتار مصرفی خانوارهای شهری در ایران استفاده شده است.

در سیستم تقاضای AIDS که به وسیله دیتون و مولبایر (۱۹۸۰)^۱ ارائه گردیده، برای

^۱ James A. Chalfant, A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System, Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 5, No. 2. (Apr., 1987), pp. 233-242.

سنجش حساسیت قیمتی و در آمدی خانوارهای شهری _____

استخراج معادلات تقاضا از تابع مخارج مصرف کننده به شکل PIGLOG استفاده می شود که عبارت است از:

$$\log c(u, p) = (1 - u) \log\{a(p)\} + u \log\{b(p)\}$$

در این رابطه فرض بر این است که $0 < u < 1$ می باشد، که عدد صفر بیانگر زندگی در حداقل معیشت و یک بیانگر حد اعلاای رفاه است. $a(p)$ نشان دهنده حداقل معیشت و $b(p)$ نشان دهنده هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می شوند:

$$\log a(p) = r_0 + \sum_i a_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j x_{ij} \log p_i \log p_j$$

$$\log b(p) = \log a(p) + S_0 \prod_{i=1}^n p_i^{S_i}$$

بنابراین تابع هزینه سیستم AIDS برابر است با:

$$\log c(p, u) = r_0 + \sum_i r_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j x_{ij}^* \log p_i \log p_j + u S_0 \prod_{i=1}^n p_i^{S_i}$$

بر اساس لم شفارد، مشتق اول تابع هزینه، تابع تقاضای جبرانی است، یعنی:

$$Q_i = \frac{\partial c(u, p_i)}{\partial p_i}$$

با توجه به لم شفارد و تابع هزینه سیستم AIDS می توان به الگوی تخصیصی AIDS دست یافت.

$$w_i = r_i + \sum_j x_{ij} \log p_j + S_i \log\left(\frac{x}{p}\right)$$

$$\log p = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \gamma_{ki} \log p_k \log p_j$$

که به شاخص قیمتی فوق شاخص قیمتی ترانسلوگ می گویند که سیستم معادلات را به یک سیستم معادلات غیر خطی تبدیل می کند و بندرت در کارهای تجربی مورد استفاده قرار می گیرد.

یکی دیگر از توابع سیستمی تقاضا، تابع سیستمی رتردام است. تابع سیستمی

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

دیفرانسیلی رتردام، توسط برتن^۱ (۱۹۶۵) و تایل^۲ (۱۹۶۴) معرفی گردید. این سیستم از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی‌شود، بلکه براساس دیفرانسیل کامل از تابع مطلوبیت و قید بودجه نسبت به قیمت‌ها و درآمد، رابطه بین قیمت‌ها و مقادیر از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می‌آید، سپس با جای‌گذاری این رابطه در دیفرانسیل کامل تابع تقاضا و اعمال محدودیت‌های تئوریک تقاضا یک سیستم کامل از معادلات تقاضا بدست می‌آید که معروف به سیستم تقاضای رتردام می‌باشد. برای استخراج مدل رتردام می‌توان از شکل کلی تابع تقاضا استفاده نمود.

$$q_i = q_i(p_j, Q)$$

با دیفرانسیل‌گیری از این تابع، به رابطه زیر دست می‌یابیم:

$$dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q} . dQ + \sum_j \frac{\partial q_i}{\partial p_j} dp_j$$

از طرفی بر مبنای رابطه اسلاتسکی داریم:

$$\left. \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right|_{\bar{u}} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} + \frac{\partial q_i}{\partial Q} . q_j$$

بوسیله روابط فوق می‌توان نوشت:

$$dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q} . dQ + \sum_j \left[\left. \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right|_{\bar{u}} - \frac{\partial q_i}{\partial Q} . q_j \right] dp_j$$

$$dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q} [dQ - \sum_j q_j dp_j] + \sum_j \left. \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right) \right|_{\bar{u}} dp_j$$

اگر از تبدیل $dq_i = q_i d \log q_i$ استفاده کنیم به رابطه زیر دست می‌یابیم:

$$q_i d \log q_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q} [Q d \log Q - \sum_j q_j p_j d \log p_j] + \sum_j \left. \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right) \right|_{\bar{u}} p_j d \log p_j$$

با تقسیم نمودن طرفین رابطه اخیر بر q_i می‌توان به مدل رتردام دست یافت:

^۱. Barten

^۲. Theil

$$d \log q_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q} \cdot \frac{Q}{q_i} [d \log Q - \frac{\sum q_i p_j d \log p_j}{Q}] + \sum (\frac{\partial q_i}{\partial p_j})_{\bar{u}} \cdot \frac{p_j}{q_i} d \log p_j$$

$$d \log q_i = y_{i0} d \log Q + \sum s_{ij} d \log p_j$$

در رابطه فوق، S_{ij} کشش‌های قیمتی متقاطع جبران شده کالای q_i نسبت به قیمت کالای q_j ، y_{i0} کشش درآمدی، q_i مقدار کالا و p_j قیمت کالاها و Q درآمد واقعی می‌باشد. با وزن دادن به هر معادله، به اندازه سهم هر کالا در بودجه خانوار می‌توان به فرم کلی مدل رتردام دست یافت:

$$w_i d \log q_i = \sum f_{ij} d \log p_j + w_i d \log Q$$

که در این رابطه، $w_i = \frac{p_i q_i}{m}$ و w_i «ضریب درآمدی i امین کالای وزن داده شده توسط سهم بودجه و f_{ij} ضرایب قیمتی است. در رابطه اخیر $d \log Q$ به عنوان شاخص دیویزی یا شناخته می‌شود و تغییرات درآمد حقیقی را نشان می‌دهد که بصورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$d \log Q = \sum_i w_i d \log q_i$$

و پارامترهای تقاضا w_i و f_{ij} بصورت زیر مفروض می‌باشند:

$$w_i = \left(\frac{\partial (p_i q_i)}{\partial m} \right)$$

$$f_{ij} = \left(\frac{p_i p_j}{m} \right) S_{ij}$$

$$S_{ij} = \frac{\partial q_i}{\partial p_j} + q_j \frac{\partial q_i}{\partial m}$$

m کل عایدی^۱ یا بودجه فرد و S_{ij} ماتریس جانشینی اسلاتسکی است و پارامتر n_i سهم نهایی کالای i در بودجه خانوار^۲ می‌باشد.

۳- مطالعات تجربی

شکل سیستمی توابع تقاضا که در واقع به مسأله تخصیص کل بودجه به یک مجموعه از کالاهای مختلف مربوط می‌شود ابتدا توسط لسر^۳ (۱۹۴۱) معرفی گردید. مطالعات بعدی بر مبنای توسعه نگرش لسر (۱۹۴۱) توسط ویت و سامرمیر^۴ (۱۹۵۶) صورت پذیرفت و پایه معرفی سیستم تقاضای Addilog گردید و بعدها مبنای نظری آن بوسیله هاتاگر^۵ (۱۹۶۰، ۱۹۶۵) کامل گردید و ویت، هیلهورث^۶ (۱۹۶۱) و سامرمیر^۷ (۱۹۶۲) آن را توسعه دادند. کار مشترک ویت، سامرمیر (۱۹۵۶) و هاتاگر (۱۹۶۰) پایان دوران صباوت کاربرد سیستم معادلات تقاضا محسوب می‌شود. یکی دیگر از سیستم تقاضاهای غیر دیفرانسیلی که با استقبال زیادی توسط محققین روبرو گردید تابع تقاضای LES می‌باشد که با معرفی تابع مطلوبیت کلین و روبین^۸ (۱۹۴۸) استخراج چنین تابع تقاضایی میسر گردید. از مهمترین مقالاتی که در راستای تبیین مزایا، کاربرد و نحوه برآورد اقتصادسنجی این تابع سیستمی انتشار یافت (که بعنوان مقالات پایه‌ای این تابع شناخته می‌شود) می‌توان به مقالات گری^۹ (۱۹۵۰)، ساموئلسون^{۱۰} (۱۹۴۸)، استون^{۱۱} (۱۹۶۴) و پولاک و والس^{۱۲} (۱۹۶۹) اشاره نمود. همچنین مطالعات پولاک، والس (۱۹۷۹) و پولاک (۱۹۷۰) منجر به معرفی زیر مجموعه‌ای از توابع تقاضای QES، HLES، DLES، GLES گردید که همگی به عنوان خانواده‌ای از توابع تقاضای خطی غیر دیفرانسیلی شناخته می‌شوند.

1. Total outlay

2. The marginal budget share of commodity.

3. Lesser

4. Wit & Somermeyer

5. Houthakker

6. Hilhors & wit

7. Somermeyer

8. Klien & Rubin

9. Geary

10. Samuelson

11. Stone

12. Pollak & Woles

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

از دیگر معادلات غیر دیفرانسیلی سیستمی می توان به تابع تقاضای ترنسدنتال و تابع تقاضای ترانسلوگ اشاره نمود که به ترتیب بوسیله کریستنسن، جورگنسن و لئو^۱ (۱۹۷۵) و پولاک و والس (۱۹۸۰) ارائه گردیده اند. هر یک از این توابع برای تبیین بهتر رفتار مصرف کننده معرفی گردید و به عنوان مدل های رقیب سایر مدل های تقاضای سیستمی غیر دیفرانسیلی شناخته می شوند.

مطالعات تایل^۲ (۱۹۶۷)، برتن^۳ (۱۹۶۴ و ۱۹۶۷) نگرش جدیدی برای بررسی رفتار مصرف کننده ایجاد نمود. این دو با معرفی توابع تقاضای سیستمی دیفرانسیلی الگوی جدیدی برای ارزیابی تخصیص کالاها در بودجه خانوار ارائه نمودند که بوسیله دریل و کلر^۴ (۱۹۸۵)، لی و همکاران^۵ (۱۹۹۴) توسعه یافت و منجر به معرفی توابع تقاضای دیگری همانند NBR و CBS گردید.

همچنین اولین کار جامعی که در زمینه تابع تقاضای سیستمی در ایران انجام گرفته کار خسروی نژاد (۱۳۶۹) است که در آن به برآورد سیستم مخارج خطی در مناطق شهری پرداخته است. همچنین قنبری (۱۳۷۲) در زمینه عرضه و تقاضای گوشت در ایران از سیستم تقاضا AIDS استفاده نموده است. کار دیگری که در زمینه تابع تقاضای سیستمی انجام گرفته، بررسی رفتار مصرفی خانوار شهری در ایران می باشد که سپه نند (۱۳۸۳) با استفاده از سیستم مخارج خطی، کشش گروه های مختلف، بودجه خانوار را برای مسکن، پوشاک، خوراک و... برآورد نموده است. عبدلی (۱۳۷۵) نیز تابع تقاضای نان را بوسیله LES و تقاضای لگاریتم مضاعف برآورد نمود. پناهی (۱۳۷۷) نیز با استفاده از مدل AIDS به تحلیل رفتار مصرفی در مناطق شهری پرداخته است. به طور خلاصه مهمترین مطالعات صورت گرفته در زمینه سیستم تقاضا در ایران در جدول (۲) ذکر شده است.

جدول ۲: مروری بر مطالعات صورت گرفته بر مبنای سیستم تقاضا در ایران

محقق و سال انتشار	موره زمانی	سیستم تقاضا
-------------------	------------	-------------

^۱ Christensen & Jorgenson & Lau

^۲ Theil

^۳ Barten

^۴ Driel & Keller

^۵ Lee & Brown & Seale

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

مطالعه	توضیحات
قربانی و همکاران (۱۳۸۹) ۱۳۶۷-۱۳۸۱	برآورد کشش انواع گوشت در کوتاه مدت و بلندمدت
سلامی و همکاران (۱۳۸۸) ۱۳۵۴-۱۳۸۵	تبیین رفتار مصرفی خانوارهای ایرانی در زمینه مواد خوراکی
نجفی و شجری (۱۳۸۷) ۱۳۵۳-۱۳۸۴	برآورد تقاضای مواد غذایی در مناطق شهری
موسوی و همکاران (۱۳۸۶) ۱۳۶۲-۱۳۷۹	رتردام
صمدی (۱۳۸۶) ۱۳۴۳-۱۳۷۹	برآورد کشش انواع گوشت در مناطق شهری
باریکانی و همکاران (۱۳۸۶) ۱۳۵۳-۱۳۸۶	برآورد کشش قیمتی و درآمدی مواد غذایی در ایران
شکیبایی و همکاران (۱۳۸۵) ۱۳۵۰-۱۳۸۰	کشش های تقاضای خدمات درمانی بررسی شده است.
خسروی نژاد (۱۳۸۴) ۱۳۶۵-۱۳۷۵	به نحوه تخمین بودجه و الگوی مصرفی خانوارها پرداخته شده است.
قرشی و صدالاشرفی (۱۳۸۴) ۱۳۵۰-۱۳۸۰	برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران
طیپی و رنجبر (۱۳۸۳) ۵۷-۱۳۸۱	بررسی ساختار تقاضای واردات در کشور
محمدزاده (۱۳۸۳) ۱۳۵۰-۱۳۸۰	بررسی الگوی مصرفی خانوارهای شهری در ایران

۴- نتایج تجربی: برآورد سیستم معادلات رتردام و LAIDS

در این مقاله از الگوی خطی AIDS برای برآورد پارامترها استفاده شده است. برای خطی کردن الگوی AIDS به جای شاخص قیمت حقیقی P از شاخص های قیمت استفاده می گردد که با P^* نمایش داده می شود. که با این جایگزینی الگوی AIDS به صورت زیر تبدیل می گردد:

$$w_i = \gamma_i^* + \sum_j \alpha_{ij} \log p_j + S_i \log \left(\frac{x}{p^*} \right)$$

در الگوی فوق شاخص P^* به صورت برونزا تعیین می گردد در حالی که در الگوی AIDS به صورت درونزا تعیین می شود. برای خطی کردن AIDS در این مقاله از شاخص قیمت استون $\log P^* = \sum_i w_{it} \log p_i$ استفاده شده است. دیتون و مولبایر^۱ (۱۹۸۰) اشاره می کنند در شرایطی که بین قیمت کالاهای مختلف هم خطی بالایی وجود داشته باشد الگوی LAIDS تقریب بسیار خوبی برای الگوی AIDS غیر خطی است و

^۱. Deaton & Muellbauer

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

نتایج تجربی این موضوع را تایید می نماید. در این شرایط می توان p را به صورت نسبتی از شاخص های ذکر شده تقریب زد:

$$p \cong Wp^*$$

با این تقریب، معادله اصلی AIDS را می توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$w_i = (r_i - s_i \log w) + \sum_j x_{ij} \log p_j + s_i \log \left(\frac{x}{p} \right)$$

همچنین مدل رتردام در این تحقیق بصورت زیر برآورد شده است:

$$w_i d \log q_i = \sum_j f_{ij} d \log p_j + \dots d \log Q$$

برای برآورد مدل رتردام و AIDS از داده های سالانه مربوط به متوسط مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران و شاخص های قیمت مربوطه در طی سالهای ۱۳۵۳-۱۳۸۶ استفاده شده است. داده های اولیه جمع آوری شده، شامل هشت گروه کالا و خدمات است که عبارتند از: ۱- گروه خوراکی، آشامیدنیها و دخانیات (گروه خوراک)؛ ۲- گروه مسکن و سوخت (مسکن)؛ ۳- گروه پوشاک و کفش؛ ۴- گروه لوازم و اثاثیه؛ ۵- گروه بهداشت و درمان؛ ۶- گروه حمل و نقل و ارتباطات؛ ۷- گروه تفریحات و خدمات فرهنگی؛ ۸- گروه کالا های متفرقه.

در برآورد مدل، دو گروه آخر تحت عنوان سایر کالاها در نظر گرفته شده است. لذا گروه های مخارج مورد استفاده در این تحقیق عبارتند از: ۱- گروه خوراکی، آشامیدنیها و دخانیات (گروه خوراک)؛ ۲- گروه مسکن و سوخت (مسکن)؛ ۳- گروه پوشاک و کفش (پوشاک)؛ ۴- گروه لوازم و اثاثیه (مبلمان)؛ ۵- گروه بهداشت و درمان؛ ۶- گروه حمل و نقل و ارتباطات؛ ۷- سایر کالاها.

لازم به ذکر است که آمار مربوط به مخارج مصرفی خانوار شهری از نتایج تفصیلی آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری جمع آوری شده است که هر سال توسط مرکز آمار ایران منتشر می شود. همچنین شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی از آمارهای منتشر شده توسط بانک مرکزی استخراج شده است.

معادله رتردام و LAIDS فوق با به کار گیری داده های آماری مربوط به دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۶ و با استفاده از سیستم معادلات همزمان به روش ISUR برآورد شده و

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

نتایج حاصل از الگوی LAIDS غیرمقید و رتردام غیر مقید پس از رفع نقض فروض کلاسیک در جداول (۳) و (۴) ذکر شده است.

جدول ۳: برآورد سیستم معادلات LAIDS غیرمقید بروش ISURE در دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
0.0000	9.133572	0.171698	1.568218	عرض از مبدا	گروه خوراک
0.0005	3.595268	0.035820	0.128783	ضریب قیمتی خوراک	
0.0000	-4.983279	0.040103	-0.199847	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.8183	0.230187	0.028345	0.006525	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0060	2.794597	0.045855	0.128147	ضریب قیمتی مبلمان	
0.5146	-0.653526	0.033190	-0.021691	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0457	-2.017711	0.026183	-0.052831	ضریب قیمتی مسکن	
0.0000	-6.911847	0.014883	-0.102872	ضریب درآمدی	
0.0000	-4.882420	0.111750	-0.545609	عرض از مبدا	گروه حمل و نقل
0.7725	0.289734	0.009579	0.002775	ضریب قیمتی خوراک	
0.0000	-4.202883	0.012527	-0.052649	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.0000	4.788857	0.008895	0.042598	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0000	4.238508	0.013415	0.056859	ضریب قیمتی مبلمان	
0.0000	-4.371413	0.011410	-0.049880	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0369	2.108809	0.008183	0.017257	ضریب قیمتی مسکن	
0.0000	4.825293	0.009539	0.046026	ضریب درآمدی	
0.0340	-2.142051	0.092538	-0.198220	عرض از مبدا	گروه بهداشت و درمان
0.0009	3.391932	0.007119	0.024146	ضریب قیمتی خوراک	
0.1100	1.609209	0.009494	0.015277	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.8715	-0.162109	0.007091	-0.001149	ضریب قیمتی بهداشت	

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
0.7480	-0.321909	0.010014	-0.003223	ضریب قیمتی مبلمان	
0.0024	-3.100784	0.009070	-0.028123	ضریب قیمتی پوشاک	
0.8500	-0.189499	0.006263	-0.001187	ضریب قیمتی مسکن	
0.0176	2.403914	0.007845	0.018859	ضریب درآمدی	
0.0087	-2.662674	0.104607	-0.278534	عرض از مبدا	گروه مبلمان و اثاثیه
0.0000	-11.99845	0.006861	-0.082325	ضریب قیمتی خوراک	
0.0258	2.254989	0.010870	0.024512	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.0000	6.138634	0.008213	0.050414	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0010	3.373609	0.013108	0.044222	ضریب قیمتی مبلمان	
0.6752	-0.420008	0.009749	-0.004095	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0000	-5.023924	0.007132	-0.035830	ضریب قیمتی مسکن	
0.0008	3.428832	0.008812	0.030213	ضریب درآمدی	
0.0186	-2.382677	0.111055	-0.264608	عرض از مبدا	گروه پوشاک
0.0002	-3.767339	0.013585	-0.051179	ضریب قیمتی خوراک	
0.0733	1.805495	0.012491	0.022553	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.0043	-2.904046	0.010578	-0.030718	ضریب قیمتی بهداشت	
0.4025	0.839955	0.014097	0.011841	ضریب قیمتی مبلمان	
0.0000	4.629466	0.012383	0.057328	ضریب قیمتی پوشاک	
0.1388	-1.489442	0.008902	-0.013259	ضریب قیمتی مسکن	
0.0009	3.397586	0.009481	0.032212	ضریب درآمدی	
0.0793	-1.768592	0.029830	-0.052757	ضریب قیمتی خوراک	گروه مسکن
0.0000	4.512751	0.043252	0.195187	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.0000	-4.410541	0.025453	-0.112263	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0000	-6.434296	0.040151	-0.258345	ضریب قیمتی مبلمان	

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدهای خانوارهای شهری

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
0.0018	3.179897	0.033117	0.105308	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0000	4.620175	0.024415	0.112802	ضریب قیمتی مسکن	
0.0000	-6.928534	0.014477	-0.100304	ضریب درآمدهای	

جدول ۴: برآورد سیستم معادلات رتردام غیرمقید بروش ISURE در دوره ۱۳۵۳-۱۳۸۶

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
0.0072	-2.722659	0.003371	-0.009178	عرض از مبدا	خوراک
0.0000	8.858906	0.045635	0.404276	ضریب درآمدهای خوراک	
0.1248	-1.543579	0.052649	-0.081268	ضریب قیمتی خوراک	
0.4826	0.703789	0.018616	0.013102	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0825	1.748189	0.028606	0.050009	ضریب قیمتی مبلمان	
0.7230	-0.355058	0.017225	-0.006116	ضریب قیمتی بهداشت	
0.4880	0.695170	0.035004	0.024334	ضریب قیمتی مسکن	
0.1030	-1.640544	0.043203	-0.070877	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.2559	-1.140368	0.001190	-0.001356	عرض از مبدا	پوشاک
0.0000	4.529162	0.018443	0.083532	ضریب درآمدهای خوراک	
0.4860	-0.698447	0.017358	-0.012124	ضریب قیمتی خوراک	
0.1605	-1.410387	0.022786	-0.032136	ضریب قیمتی پوشاک	
0.1686	-1.383303	0.016981	-0.023490	ضریب قیمتی مبلمان	
0.3085	1.021827	0.015147	0.015478	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0831	1.744671	0.016239	0.028331	ضریب قیمتی مسکن	
0.6950	-0.392790	0.003288	-0.001292	عرض از مبدا	مبلمان
0.0000	5.865316	0.017121	0.100418	ضریب درآمدهای خوراک	
0.6308	0.481577	0.019727	0.009500	ضریب قیمتی خوراک	
0.5214	0.642746	0.016844	0.010826	ضریب قیمتی پوشاک	
0.1490	-1.450568	0.022104	-0.032063	ضریب قیمتی مبلمان	
0.7383	0.334720	0.014521	0.004860	ضریب قیمتی بهداشت	
0.4354	0.782037	0.016109	0.012598	ضریب قیمتی مسکن	

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
0.9093	0.114134	0.014624	0.001669	ضریب قیمتی حمل و نقل	بهداشت
0.2347	1.192977	0.002689	0.003208	عرض از مبدا	
0.0875	1.720038	0.012266	0.021098	ضریب درآمدی خوراک	
0.2569	-1.138071	0.015646	-0.017807	ضریب قیمتی خوراک	
0.1478	1.454923	0.017388	0.025298	ضریب قیمتی پوشاک	
0.2346	-1.193330	0.011682	-0.013941	ضریب قیمتی مبلمان	
0.1947	-1.302575	0.013287	-0.017307	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0470	2.002683	0.014273	0.028584	ضریب قیمتی مسکن	
0.2051	1.272733	0.007746	0.009859	عرض از مبدا	مسکن
0.0021	3.122931	0.047920	0.149652	ضریب درآمدی خوراک	
0.1786	1.351298	0.058596	0.079181	ضریب قیمتی خوراک	
0.0614	1.884323	0.042494	0.080072	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0394	-2.078103	0.050399	-0.104734	ضریب قیمتی مبلمان	
0.1565	-1.424148	0.035932	-0.051173	ضریب قیمتی بهداشت	
0.0640	-1.866029	0.045065	-0.084093	ضریب قیمتی مسکن	
0.0196	2.358186	0.041420	0.097676	ضریب قیمتی حمل و نقل	
0.1902	1.316014	0.003707	0.004878	عرض از مبدا	حمل و نقل
0.0000	8.726386	0.019451	0.169739	ضریب درآمدی خوراک	
0.7325	-0.342495	0.025128	-0.008606	ضریب قیمتی خوراک	
0.1027	-1.641635	0.020243	-0.033232	ضریب قیمتی پوشاک	
0.0201	2.349192	0.026140	0.061408	ضریب قیمتی مبلمان	
0.0657	1.854056	0.019460	0.036080	ضریب قیمتی بهداشت	
0.2902	1.061276	0.019022	0.020187	ضریب قیمتی مسکن	
0.0000	-6.379488	0.018171	-0.115922	ضریب قیمتی حمل و نقل	

حال سوال آن است که در بین دو مدل برازش شده، کدام مدل به خوبی رفتار داده ها را توضیح می دهد و دارای سازگاری با تئوری اقتصادی است؟ برای پاسخ به این سوال از شاخص لگاریتم راست نمایی (LOGL)، معیار شوارز استفاده شده است. مشاهده می شود که مدل غیر دیفرانسیلی تقاضای AIDS مدل بهتری در مقایسه با

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدمی خانوارهای شهری

مدل رتردام در این تحقیق است جدول (۵).

جدول ۵: انتخاب مدل مناسب براساس معیارهای لگاریتم راست نمایی، شوارز و آکائیک

شاخص ارزیابی مدل مناسب	مدل رتردام	مدل AIDS غیر دیفرانسیلی
لگاریتم راست نمایی (LOGL)	132.49	71.023
معیار شوارتز (Schwarz)	-5.16	-2.012
معیار آکائیک (Akaike)	-6.39	-3.17

بر این اساس در ادامه تحقیق از سیستم معادله AIDS استفاده می شود.

آزمون قیود کلاسیکی تقاضا در سیستم معادلات LAIDS

قیود کلاسیکی یا به عبارت دیگر شرط جمعی، شرط تقارن اسلاتسکی، شرط همگن بودن و شرط منفی بودن، به عنوان ویژگی های نظری توابع تقاضا شناخته می شوند. در الگوهای نظری توابع تقاضا عنوان می شود که بررسی و لحاظ نمودن این قیود در توابع تقاضا الزامی است. لذا با توجه به اهمیت قیود فوق، لازم است قبل از محاسبه کشش های مارشالی، هیکس و آلن، صحت محدودیت های نظری فوق در الگوی سیستمی AIDS مورد آزمون قرار گیرد. در جدول (۶) قیود مربوط به الگوی AIDS مطرح شده است.

جدول ۶: قیود سیستم معادلات همزمان AIDS و توضیحات نظری مرتبط با آن

قیود در سیستم معادلات همزمان AIDS	قیود
$\sum S_i = 1$ و $\sum_j x_{ij} = 0$ و $\sum r_i = 1$	جمعی
$\sum_j x_{ij} = 0$	همگن بودن
$x_{ij} = x_{ji}$	تقارن اسلاتسکی

$\sum_i \sum_j x_i (w_i \delta_{ij} - w_i w_j - \gamma_{ij}) x_j < 0$	منفی بودن
---	-----------

با توجه به نکات ذکر شده در جدول (۵) در مورد قیود کلاسیکی تابع تقاضا اکنون به ارزیابی نتایج بدست آمده در مورد هریک از محدودیت های فوق در مدل برآوردی می پردازیم. نتایج آزمون قیدهای فوق بیانگر نکات زیر است:

۱- آزمون فرضیه همگنی براساس آزمون والد برای تک تک معادلات در جدول (۷) ارائه شده است. نتایج بیانگر آنست که قید همگن بودن ($\sum x_{ij} = 0$) در تمامی گروه های کالایی رد شده است.

۲- آزمون منفی بودن بر مبنای روش راگیر^۱ (۱۹۹۷) صورت گرفته و نتیجه آزمون t نشان دهنده آن است که به جز در گروه بهداشت و درمان در سایر گروه های کالایی قید منفی بودن برقرار نیست. رد فرضیه منفی بودن به معنای آنست که کشش خودقیمتی هیکس برای سهم های بودجه ای در محدوده صفر و یک غیر مثبت است.

۳- آزمون تقارن اسلاتسکی به وسیله آزمون والد برای تمام سیستم معادلات به صورت یک جا بررسی شده و نتیجه حاکی از آن است که این قید در سیستم معادلات AIDS نقض شده است. لذا برای بررسی کشش های مارشالی، هیکس و آلن بایستی الگوی مقید مبنای ارزیابی قرار گیرد و نمی توان تنها به نتایج الگوی غیر مقید استناد نمود. بر این اساس کشش های سیستم تقاضای AIDS با لحاظ نمودن شرایط مقید برآورده شده است (جدول ۷).

جدول ۷: نتایج آزمون Wald برای آزمون قید تقارن سیستم معادلات تقاضا LAIDS

$\chi^2 = 187.38, df = 15$ $p = 0.000$	آزمون قید تقارن $X_{ij} = X_{ji}$
مقدار	محدودیت های نرمال شده
-۰/۲۰	$X_{12} - X_{21}$
-۰/۰۱	$X_{13} - X_{31}$

^۱. Rougier

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

۰/۲۱	$X_{14} - X_{41}$
۰/۰۲	$X_{15} - X_{51}$
-۰/۰۰۰۰۷	$X_{16} - X_{61}$
-۰/۱۷	$X_{26} - X_{62}$
۰/۱۱	$X_{36} - X_{63}$
۰/۲۲	$X_{46} - X_{64}$
-۰/۱۱	$X_{56} - X_{65}$
-۰/۰۳	$X_{42} - X_{24}$
-۰/۰۵	$X_{34} - X_{43}$
۰/۰۰۲	$X_{35} - X_{53}$
۰/۰۲	$X_{23} - X_{32}$
۰/۰۷	$X_{25} - X_{52}$
۰/۰۱	$X_{54} - X_{45}$

منبع: یافته های مقاله

جدول ۸: نتایج آزمون قید همگن بودن و قید منفی بودن معادلات تقاضای LAIDS

قید منفی بودن	قید همگن بودن $\sum X_{ij} = 0$ اماره t^2	گروه کالایی
$t = 3.59$ (0.000)	$t^2 = 5.18$ (0.02)	خوراک
$t = -4.20$ (0.000)	$t^2 = 150.4$ (0.000)	حمل و نقل
$t = -0.16$ (0.43)	$t^2 = 28.84$ (0.000)	بهداشت و درمان
$t = 3.37$ (0.0005)	$t^2 = 6.80$ (0.0091)	مبلمان و اثاثیه
$t = 4.62$ (0.000)	$t^2 = 4.50$ (0.03)	پوشاک

$t = 4.62$ (0.000)	$t^2 = 4.26$ (0.03)	مسکن
-----------------------	--------------------------	------

منبع: یافته های مقاله

تفسیر کشش های محاسبه شده بر اساس الگوی LAIDS

در الگوی AIDS به صورت مستقیم نمی توان تفسیری در مورد پارامترهای برآوردی ارائه نمود و می بایست از کشش های قیمت مارشالی (MPE)، کشش های قیمتی هیکس (HPE)، کشش جانشینی آلن (AES) و کشش مخارج کل (TEE) استفاده نمود. هریک از شاخص های اقتصادی ذکر شده، معیار مناسبی برای شناخت واقع بینانه تر رفتار مصرف کنندگان جامعه ارائه می نمایند.

کشش قیمتی مارشالی (MPE)

رابطه محاسباتی عام برای محاسبه کشش قیمتی مارشالی (کشش قیمتی غیر جبرانی) برای AIDS و LAIDS به صورت زیر است:

$$\varepsilon_{ij} = \frac{d \ln Q_i}{d \ln p_j} = -\delta_{ij} + \frac{d \ln w_i}{d \ln p_j} = -\delta_{ij} + \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i \frac{d \ln p}{d \ln p_j} \right\} / w_i$$

که کشش فوق به نحوه تخصیص درون گروهی در شرایطی که مخارج کل گروه (X) و سایر قیمت ها ثابت است اشاره دارد. همچنین δ_{ij} اشاره به دلتای کرونکر دارد که برای $i = j$ برابر واحد و در شرایطی که $i \neq j$ برابر صفر است. با استفاده از رابطه AIDS می توان $\frac{d \ln p}{d \ln p_j}$ را به صورت زیر بدست آورد تا بتوان ε_{ij} را محاسبه نمود.

$$\frac{d \ln p}{d \ln p_j} = \alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k$$

با قرار دادن رابطه اخیر در ε_{ij} می توان به صورت زیر کشش قیمتی مارشالی AIDS ا بدست آورد:

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k \right) \right\} / w_i$$

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

اما بایستی توجه نمود که از رابطه فوق نمی توان برای محاسبه کشش قیمتی مارشالی تابع خطی شده AIDS (LAIDS) استفاده نمود. برای مثال هنگامی که از شاخص قیمتی استون استفاده می شود باید برای محاسبه ε_{ij} رابطه کشش AIDS مشتق شاخص قیمتی استون نسبت به قیمت کالای ز قرار داده شود.

$$\frac{d \ln p^*}{d \ln p_j} = w_j + \sum_k w_k \ln p_k \frac{d \ln w_k}{d \ln p_j}$$

لذا با قرار دادن مشتق فوق در کشش قیمتی AIDS می توان به صورت زیر کشش قیمتی LAIDS را محاسبه نمود:

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \frac{\beta_i}{w_i} \left\{ w_j + \sum_k w_k \ln p_k (\eta_{kj} + \delta_{kj}) \right\}$$

با نگاهی به کشش های محاسبه شده AIDS با روابط متنوعی از کشش قیمتی مارشالی AIDS روبرو می شویم. برای مثال کالفنت (۱۹۸۷)، فیوجی (۱۹۸۵) از رابطه زیر برای محاسبه کشش قیمتی مارشالی LAIDS استفاده نمودند.

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \{\gamma_{ij} - \beta_i w_j\} / w_i$$

همچنین یلز و یونور (۱۹۸۸) از رابطه زیر برای محاسبه کشش قیمتی مارشالی LAIDS استفاده نمودند:

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i}$$

کشش قیمتی مارشالی (MPE) از توابع تقاضای معمولی استخراج می شود. این کشش ها در جدول (۸) برای الگوی مقید با لحاظ نمودن شرط تقارن اسلاتسکی و به وسیله شاخص کالفنت (۱۹۸۷) محاسبه شده است.^۱

۱. دلیل انتخاب این شاخص در مقایسه با سایر شاخص های MPE آن است که نتایج شبیه سازی مونت کارلویی نشان داده که شاخص کالفنت (۱۹۸۷) و شاخص گرین و آلتون (۱۹۹۰) معیارهای مناسب تری در مقایسه با سایر شاخص ها مطرح شده می باشند. (Buse, 1994).

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

در جدول (۹) عناصر قطری بیانگر کشش خود قیمتی است. مقادیر کشش های خود قیمتی بر مبنای کشش قیمتی مارشالی (MPE) بیانگر آنست که تمامی کشش های خود قیمتی مربوط به تمام گروههای کالایی منفی می باشد و این نتیجه حاکی از آن است که تمامی گروههای کالایی قانون تقاضا را تامین می نمایند.

همچنین بر مبنای کشش قیمتی مارشالی می توان نتیجه گرفت که بیشترین حساسیت قیمتی ابتدا در گروه حمل و نقل و سپس گروه مبلمان و اثاثیه وجود دارد. به عبارت دیگر گروه های حمل و نقل و اثاثیه دارای تقاضای باکشش هستند و گروه های کالایی خوراک و مسکن که بیشترین سهم مخارج مصرفی خانوارها را دارند دارای تقاضای بی کشش هستند.

نتیجه برآورد کشش قیمتی مارشالی (MPE) بیانگر آنست که کشش قیمتی خوراک برابر 0.66- است. یعنی یک درصد تغییر در شاخص قیمت خوراک منجر به کاهش 0.66 تقاضا برای این گروه کالایی می شود، به عبارتی اگر ۲۰ درصد شاخص قیمت این گروه کالایی افزایش یابد انتظار داریم که ۱۳ درصد تقاضا خوراک کاهش یابد.

عناصر غیر قطری در جدول (۹) نشان دهنده کشش متقاطع مارشالی است. نتایج محاسباتی این مقاله نشان می دهد که چون $|r_{ij}| < 1$ اثر جانشینی ناخالص و مکمل ناخالص گروههای کالایی ضعیف است.

همان طور که در ابتدای این بخش عنوان شد با استفاده از کشش متقاطع مارشالی می توان کالاهای مکمل ناخالص و جانشین ناخالص را تعیین نمود. برای مثال همان-طور که در جدول (۹) مشاهده می شود گروه خوراک با گروههای بهداشت و درمان، مبلمان و اثاثیه و پوشاک مکمل ناخالص بوده و با گروههای حمل و نقل و مسکن جانشین ناخالص می باشد.

جدول ۹: کشش مارشالی کالفت برای گروه های کالایی سیستم معادلات تقاضا LAIDS با

اعمال قید تقارن اسلاتسکی

MPE	خوراک	حمل و نقل	بهداشت و درمان	مبلمان و اثاثیه	پوشاک	مسکن
خوراک	-۰/۶۶	-۰/۰۰۶۸	-۰/۰۰۱۶	-۰/۰۵	-۰/۰۱۴	۰/۰۴
حمل و نقل	----	-۱/۵۷	۰/۲۷	۰/۲۵	-۰/۲۸	۰/۱۸

-۰/۱۳	-۱/۰۷	۰/۵۲	-۰/۵۴	----	----	بهداشت و درمان
-۰/۵۴	۰/۱۷	-۱/۱۲	----	----	----	مبلمان و اثاثیه
-۰/۱۶	-۰/۱۶	----	----	----	----	پوشاک
-۰/۷۰	----	----	----	----	----	مسکن

منبع: یافته های مقاله

کشش قیمتی هیکس (HPE)^۱

این کشش در تابع تقاضای جبرانی تعریف می شود و با استفاده از روابط بین کشش ها می توان کشش قیمتی هیکس را بدست آورد. بر مبنای روابط بین کشش ها داریم:

$$\varepsilon_{ij}^* = \varepsilon_{ij} + w_j \eta_i$$

که در رابطه فوق ε_{ij}^* کشش قیمتی تقاضای جبرانی (هیکسی)، ε_{ij} کشش قیمتی تقاضای غیر جبرانی (مارشالی)، η_i کشش درآمدی (مخارج کل) و w_j سهم گروه کالایی j در مخارج کل می باشد.

برای بدست آوردن کشش قیمتی تقاضای هیکس لازم است ابتدا کشش قیمتی تقاضای مارشالی را بدست آورد و با توجه به این نکته که کشش مخارج کل تابع سیستمی AIDS برابر $\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$ است کشش هیکسی را بدست آورد.

کشش قیمتی هیکسی سیستم تقاضای AIDS از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\varepsilon_{ij}^* = -\delta_{ij} + \left\{ \gamma_{ij} - \beta_i \left(\alpha_j + \sum_k \gamma_{kj} \ln p_k \right) \right\} / w_i + w_j \left(1 + \frac{\beta_i}{w_i} \right)$$

اگر به جای شاخص قیمتی ترانسلوگ تابع AIDS از شاخص قیمتی استون استفاده شود با مجموعه متنوعی از کشش های قیمتی هیکسی روبرو خواهیم بود. برای مثال اگر با کشش قیمتی مارشالی LAIDS مرتبط با کالفنت (۱۹۸۸) بخوایم کشش قیمتی

^۱. Hicksian price Elasticities

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

هیكسی LAIDS را استخراج نماییم به رابطه زیر دست می یابیم:

$$\varepsilon_{ij}^* = -\delta_{ij} + \left(\frac{Y_{ij}}{w_i}\right) + w_j$$

نتایج مربوط به كشش قیمتی هیكس (HPE) شاخص كالفنت (۱۹۸۷) در جدول (۱۰) آمده است. این كشش مكمل و جانشینی هیكس - الن را نشان می دهد. در جدول (۱۰) مانند جدول (۹) عناصر قطر اصلی بیانگر كشش های خود قیمتی هیكس می باشند و عناصر قطری كشش های متقاطع هیكسی را نشان می دهند نتایج بدست آمده بیانگر آن است كه مقدار این كشش برای تمام گروه های كالایی منفی است. لذا بر مبنای این كشش می توان نتیجه گرفت كه قانون تقاضا برای تمام گروه های كالایی ذكر شده در این مقاله صادق است. نتایج محاسبات نشان می دهد كه خوراك با گروه كالایی مبلمان و اثاثیه مكمل هیكس - الن است و با سایر گروه های كالایی جانشین - هیكس الن است.

می دانیم كه هر كالایی باید يك جانشین از نوع هیكس الن داشته باشد ولی می تواند هیچ گونه مكملی نداشته باشد كه در گروه های كالایی خوراك، حمل و نقل، بهداشت این قاعده مشاهده می شود. همچنین بر اساس معادله اسلاتسکی این امکان وجود دارد كه يك یا دو کالا كه جانشین هیكس - الن هستند، مكمل ناخالص يكدیگر باشند. برای مثال خوراك و بهداشت، جانشین هیكس - الن ($v_{ij} = 0.02$) و مكمل ($v_{ij} = -0.0016$) يكدیگر می باشند.

جدول ۱۰: كشش هیكس كالفنت برای گروه های كالایی سیستم معادلات تقاضا LAIDS با

اعمال قید تقارن اسلاتسکی

مسكن	پوشاك	مبلمان و اثاثیه	بهداشت و درمان	حمل و نقل	خوراك	HPE
۰.۲۱	۰.۰۳	-۰.۰۱۹	۰.۰۲	۰.۰۴	-۰.۴۷	خوراك
۰.۷۳	-۰.۱۲	۰.۳۶	۰.۳۵	-۱.۴۳	----	حمل و نقل
۰.۱۸	-۰.۹۸	۰.۵۸	-۰.۴۹	----	----	بهداشت و درمان
-۰.۱۸	۰.۲۷	-۱.۰۵	----	----	----	مبلمان و اثاثیه

-----	-----	-----	-----	-----	-----	مسکن
-------	-------	-------	-------	-------	-------	------

منبع: یافته های مقاله

کشش مخارج کل (TEE)^۱

یکی از ساده ترین معیارهای ارزیابی اثر تغییرات مخارج بر میزان تقاضا کشش مخارج کل است. این شاخص اقتصادی در سیستم تقاضای AIDS بوسیله رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$$

در جدول (۱۲) کشش مخارج کل (TEE) برای گروه های مختلف کالایی در شرایط مقید و غیر مقید ذکر شده است. این کشش با فرض ثابت بودن قیمت ها بیانگر مقدار حساسیت یک گروه کالایی نسبت به در آمد حقیقی است. نتایج بیانگر آن است که بیشترین کشش مخارج کل مربوط به گروه کالایی حمل و نقل و پس از آن گروه مبلمان و اثاثیه منزل می باشد و کمترین کشش مخارج کل مربوط دو گروه کالایی مسکن و خوراک است.

بر اساس نتایج بدست آمده می توان گفت که با افزایش ده درصدی در درآمد حقیقی (مخارج واقعی کل) با فرض ثبات سایر شرایط مخارج گروه کالایی خوراک به میزان ۰/۵۶ درصد افزایش می یابد (در الگوی مقید) در حالی که این مقدار افزایش در الگوی غیر مقید برای گروه کالایی مسکن برابر ۰/۶۶ درصد است.

جدول ۱۲: کشش درآمدی سیستم معادلات تقاضا LAIDS در شرایط مقید و غیر مقید

مدل مقید	گروه کالایی
۰.۵۶	خوراک
۱.۸۱	حمل و نقل
۱.۰۶	بهداشت و درمان

^۱. Total Expenditure Elasticities

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

۱.۱۹	مبلمان و اثاثیه
۱.۴	پوشاک
۰.۴۶	مسکن

منبع: یافته های مقاله

بر اساس مقاله دیتون و مولبایر (۱۹۸۰) طبقه بندی کالاهای ضروری و لوکس در الگوی AIDS بر اساس ضریب مخارج صورت می گیرد که بر اساس تفسیر آنها مثبت یا منفی بودن ضریب مخارج به ترتیب بیانگر لوکس یا ضروری بودن گروه های کالایی است.

همان طور که در جدول (۱۳) مشاهده می شود بر اساس بحث فوق گروه های کالایی خوراک و مسکن به عنوان دو گروه کالایی ضروری در الگوی مصرف کنندگان مناطق شهری کشور شناخته شده اند و گروه های پوشاک، مبلمان و اثاثیه، بهداشت و درمان و حمل و نقل بر مبنای ضریب بر آورد شده برای مخارج در دو الگوی مقید و غیر مقید به عنوان گروه های کالایی لوکس شناخته شده اند.

جدول ۱۳: نوع گروه کالایی در الگوی تخصیص بودجه خانوار (مدل LAIDS)

نوع کالا	ضریب مخارج (S_i) مدل مقید	گروه کالایی
ضروری	-۰.۱۴	خوراک
لوکس	۰.۰۶	حمل و نقل
لوکس	۰.۰۰۳	بهداشت و درمان
لوکس	۰.۰۱	مبلمان و اثاثیه
لوکس	۰.۰۳۸	پوشاک
ضروری	-۰.۱۵	مسکن

منبع: یافته های مقاله

۵- نتیجه گیری

برای بررسی رفتار مصرف کنندگان بر اساس تخصیص بودجه به سبدهای مختلف کالایی، از مدل های سیستم تقاضا استفاده می شود. مزیت این الگوها نسبت به الگوهای تقاضای تک معادله ای در این است که در این الگوها به سهولت می توان

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

شرایط تئوریک تقاضا، را آزمون و اعمال نمود. در این تحقیق از سیستم معادلات دیفرانسیلی رتردام و سیستم معادلات غیر دیفرانسیلی AIDS برای تحلیل رفتار مصرفی خانوارها استفاده گردید. بررسی شاخص های لگاریتم راست نمایی، معیار اطلاعاتی آکائیکو شوارز بیزین بین دو مدل رتردام و AIDS غیر دیفرانسیلی در این مقاله نشان می دهد که مدل AIDS بهتر می تواند رفتار مصرفی خانوارهای شهری در ایران را تبیین نماید. لذا براساس AIDS غیر دیفرانسیلی کشش های قیمتی و درآمدی در این تحقیق محاسبه شده است. یافته های این مقاله نشان می دهد که:

۱- مقادیر کشش های خودقیمتی بر مبنای کشش قیمتی مارشالی (MPE) بیانگر آنست که تمامی کشش های خودقیمتی مربوط به تمام گروه های کالایی منفی می باشد و این نتیجه حاکی از آن است که تمامی گروه های کالایی قانون تقاضا را تامین کرده است. همچنین بر مبنای کشش قیمتی می توان نتیجه گرفت که بیشترین حساسیت قیمتی ابتدا در گروه حمل و نقل و سپس گروه مبلمان و اثاثیه وجود دارد. بر اساس کشش متقاطع مارشالی گروه خوراک با گروه های بهداشت و درمان، مبلمان و اثاثیه و پوشاک مکمل ناخالص بوده و با گروه های حمل و نقل و مسکن جانشین ناخالص می باشد.

۲- نتایج محاسبات مربوط به کشش متقاطع هیکس نشان می دهد که خوراک با گروه کالایی مبلمان و اثاثیه مکمل هیکس-الن است و با سایر گروه های کالایی جانشین-هیکس الن است.

۳- کشش جانشینی آلن بیانگر شدت جانشینی بین دو کالا است که نتایج بدست آمده برای این کشش نشان می دهد، شدت جانشینی آلن در تمام گروه های کالایی بالا است و بیشترین درجه جانشینی آلن بین گروه حمل و نقل و مسکن مشاهده می شود.

۴- نتایج کشش مخارج بیانگر آن است که بیشترین کشش مخارج کل مربوط به گروه کالایی حمل و نقل و پس از آن گروه مبلمان و اثاثیه منزل می باشد و کمترین کشش مخارج کل مربوط به دو گروه کالایی مسکن و خوراک است.

همچنین بر اساس نتایج بدست آمده برای کشش مخارج می توان گفت که با افزایش ده درصدی در درآمد حقیقی (مخارج واقعی کل) با فرض ثبات سایر شرایط

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری _____

مخارج گروه کالایی خوراک به میزان 0.56 درصد افزایش می یابد(در الگوی مقید)
در حالی که این مقدار افزایش در الگوی غیر مقید برای گروه کالایی مسکن برابر
0.55 درصد است.

منابع

- باریکانی، الهام، شجری، شاهرخ، امجدی، افشین: "محاسبه کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل پویا"، اقتصاد کشاورزی و توسعه زمستان ۱۳۸۶؛ ۱۵(۶۰): ۱۲۵-۱۴۵
- خسروی نژاد علی اکبر: "اندازه گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران"، پژوهشنامه بازرگانی بهار ۱۳۸۸؛ ۱۳(۵۰): ۱-۳۱
- خسروی نژاد، علی اکبر: "برآورد سیستم مخارج خطی و تحلیل رفاهی خانوارهای شهری"، موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی، ۱۳۷۶.
- سلامی، حبیب اله، شهبازی حبیب: "کاربرد سیستم تقاضای مستقیم جمع پذیر ضمنی (AIDADS) در تبیین رفتار مصرفی خانوارهای ایرانی از مواد خوراکی منتخب"، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی) 1388; 23(1):108-118
- سپه وند، حامد: "برآورد سیستم مخارج خطی در ایران"، پایان نامه دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی ۱۳۸۳.
- شکیبایی، علیرضا، حری، حمیدرضا، ایرانی کرمانی، فاطمه: "برآورد کشش های تقاضای خدمات درمانی با استفاده از مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS)"، پژوهش های اقتصادی ایران تابستان ۱۳۸۵؛ ۸(۲۷): ۱۹۹-۲۳۰.
- صمدی، علی حسین: "تجزیه و تحلیل تقاضای انواع گوشت در مناطق شهری ایران با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل"، اقتصاد کشاورزی و توسعه بهار ۱۳۸۶؛ ۱۵(۵۷ ویژه بازارهای کشاورزی): ۳۱-۶۰
- صمدی، علی حسین: "ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد"، پژوهش های اقتصادی ایران پاییز ۱۳۸۳؛ ۶(۲۰): ۱۵۷-۱۸۷.
- طیبی، سیدکامیل، رنجبر، همایون: "بررسی ساختار تقاضای واردات کشور: کاربرد الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS) در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۷"، پژوهش های اقتصادی ایران زمستان ۱۳۸۳؛ ۶(۲۱): ۱-۲۱
- قربانی محمد، شکری الهام، مطلبی مرضیه: "برآورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای انواع گوشت در ایران"، اقتصاد کشاورزی و توسعه بهار ۱۳۸۹؛ ۱۸(۶۹): ۱-۱۷.

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

- قرشی ابهری سیدجواد، صدرالاشرفی سیدمهیار، "برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل"، *علوم کشاورزی پاییز* ۱۳۸۴؛ ۱۱(۳):۱۳۳-۱۴۳.
- قنبری، علی: "برآورد عرضه و تقاضای گوشت"، پایان‌نامه دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۲.
- مجاورحسینی، فرشید: "برآورد کشتیهای قیمتی و درآمدی برای گروه کالاهای خوراکی و غیرخوراکی با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل"، *اقتصاد کشاورزی و توسعه بهار* ۱۳۸۶؛ ۱۵(۵۷) (ویژه بازارهای کشاورزی): ۱۹۹-۲۲۴.
- موسوی، میرحسین، رضایی، ابراهیم، هیراد، علیرضا: "بررسی تجربی سیستم تقاضای روتردام با استفاده از داده های مخارج مصرفی خانوارهای شهری (مطالعه موردی: استان آذربایجان غربی)"، *پژوهشنامه اقتصادی بهار* ۱۳۸۶؛ ۱(۷) (پیاپی ۲۴): ۱۱۷-۱۵۵.
- محمدزاده، پرویز: "مقایسه مدل‌های تخصیصی مصرف کننده AIDS و CBS با استفاده از داده‌های مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران"، *تحقیقات اقتصادی بهار* ۱۳۸۴؛ (۶۸): ۲۲۷-۲۵۶.
- نجفی، بهالدین، شجری، شاهرخ: "سیستم تقاضای پویا برای مواد غذایی در مناطق شهری ایران"، *اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)* ۱۳۸۷؛ ۲۲(۱): ۱۵-۲۵.

Barten, A. "Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 49, No. 1. (Feb., 1967), pp. 77-84.

Babbel, D. "The Price Elasticity of Demand for Whole Life Insurance." *Journal of Finance* 40, no. 1(1985): 225-239.

Barnett, A. Theoretical Foundations for the Rotterdam Model, *The Review of Economic Studies*, Vol. 46, No. 1. (Jan., 1979), pp. 109-130.

Clements W.; E. Antony Selvanathan, The Rotterdam Demand Model and Its Application in Marketing, *Marketing Science*, Vol. 7, No. 1. (Winter, 1988), pp. 60-75.

Chalfant, A. "A Globally Flexible, Almost Ideal Demand System", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 5, No. 2. (Apr., 1987), pp. 233-242.

Dahl, C. "Do Gasoline Demand Elasticities Vary?" *Land Economics* 58, no. 3(1982): 373-382.

Danielsen, A., and C. DeLorme. "Elasticities of Demand for Crude-Oil in the United States." *Review of Business and Economic Research* 11, no. 2(1975/76): 19-29.

Deaton, A., and J. Muellbauer. "An Almost Ideal Demand System." *The*

American Economic Review 70, no. 3(1980): 312-326.

Evans, L. "On the Restrictive Nature of Constant Elasticity Demand Functions." *International Economic Review* 35, no. 4(1994): 1015-1018.

Gallasch, H. "Price Elasticities of Demand at Retail and Wholesale Levels: An Automotive Example." *Business Economics* 19, no. 1(1984): 61-62.

Garbacz, C., and T. Roth. "Electricity Demand and the Elasticity of Intra-Marginal Price/Electricity Demand Estimation Using Proxy Variables: Some Reservations." *Applied Economics* 15, no. 5(1983): 699-704.

Green; R. Julian M. Alston "Elasticities in AIDS Models" *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72, No. 2. (May, 1990), pp. 442-445.

Mountain C., The Rotterdam Model: An Approximation in Variable Space, *Econometrica*, Vol. 56, No. 2. (Mar., 1988), pp. 477-484.

Manser, M. "Elasticities of Demand for Food: An Analysis Using Nonadditive Utility Function Allowing for Habit Formation." *Southern Economic Journal* 43, no. 1(1976): 879-891.

Marquis, M., and C. Phelps. "Price Elasticity and Adverse Selection in the Demand for Supplementary Health Insurance." *Economic Inquiry* 25, no. 2(1987): 299-313.

Oum, T. "Alternative Demand Models and Their Elasticity Estimates." *Journal of Transport Economics and Policy* 23, no. 2(1989): 163-187.

Perkins, G. "The Demand for Local Public Goods: Elasticities of Demand for Own-Price, Cross-Price, and Income." *National Tax Journal* 30, no. 4(1977): 411-422.

Quigley, J., and D. Rubinfeld. "Unobservables in Consumer Choice: Residential Energy and the Demand for Comfort." *Review of Economics and Statistics* 71, no. 3(1989): 416-425.

Rea, J. D., and G. M. Lage. "Estimates of Demand Elasticities for International Telecommunications Services." *Journal of Industrial Economics* 26, no. 4(1978): 363-381.

Rosenthal, L. "Income and Price Elasticities of Demand for Owner-Occupied Housing in the UK: Evidence from Pooled Cross-Section and Time-Series Data." *Applied Economics* 21, no. 6(1989): 761-775.

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری

پیوست (۱)

جدول ۱۴: بررسی آزمون های PP, ADF و KPSS در سطح اطمینان ۹۵ درصد

متغیرها	دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)			فیلیپس و پرون (PP)			شین، پرون و همکاران (KPSS)		
	ADF	N(a,c,t)*	%5	$Z_{t(r)}$	** $B(f_0, c, t)$	%5	LM	$B(f_0, c, t)$	%5
Wcloth	-0/86	N(0,n)	-1/95	-0/83	B(2,n)	-1/95	0/15	B(4,n)	0/46
Weat	-2/36	N(1,c,t)	-3/56	-2/002	B(4,c,t)	-3/56	0/14	B(4,c,t)	0/14
Wfur	-4/92	N(1,c)	-2/96	-1/73	B(6,c)	-2/96	0/32	B(3,c)	0/46
Whealth	-3/14	N(0,c,t)	-3/56	-3/26	B(2,c,t)	-3/56	0/14	B(3,c,t)	0/14
Whouse	-3/05	N(0,c)	-2/96	-3/007	B(2,c)	-2/96	0/50	B(3,c)	0/46
Wtrans	-1/89	N(0,n)	-1/95	1/84	B(1,n)	-1/95	0/35	B(4,n)	0/46
Wother	-1/55	N(0,c,t)	-3/56	-1/52	B(3,c,t)	-3/56	0/19	B(4,c,t)	0/14
Pcloth	-1/07	N(3,c,t)	-3/58	-0/45	B(1,c,t)	-3/56	0/19	B(4,c,t)	0/14
Peat	2/83	N(2,c,t)	-3/57	3/90	B(7,c,t)	-3/56	0/19	B(4,c,t)	0/14
Pfur	4/04	N(2,n)	-1/95	9/25	B(5,n)	-1/95	0/67	B(4,n)	0/46
Phealth	3/52	N(5,n)	-1/95	16/16	B(4,c)	-1/95	0/95	B(4,c)	0/46
Phouse	-5/02	N(7,c,t)	-3/56	12/46	B(0,c,t)	-3/56	0/19	B(4,c,t)	0/14
Ptrans	1/32	N(0,c,t)	-3/56	1/25	B(4,c,t)	-3/56	0/19	B(4,c,t)	0/14
Pother	4/55	N(0,c,t)	-3/56	6/62	B(8,c,t)	-3/56	0/19	B(4,c,t)	0/14
P	-0/50	N(1,c)	-2/96	0/17	B(2,c)	-2/96	0/74	B(4,c)	0/46
TC	4/95	N(6,n)	-1/95	28	B(3,n)	-1/95	0/59	B(4,n)	0/46

*N(lag,c,t) بیانگر مشخصات ADF است که بترتیب وقفه بهینه (lag) و عرض از مبدأ (c) و روند (t) است. که وقفه بهینه (lag) بر مبنای شوارتز بیزین تعیین شده است.

** $B(f_0, c, t)$ بیانگر مشخصات PP است. که به ترتیب پهنای باند (f_0)، عرض از مبدأ (c) و روند (t) است، که f_0 بوسیله روش بارتلت کرنل محاسبه شده است.

*** $KPSS(f_0, c, t)$ بیانگر مشخصات KPSS است. که به ترتیب پهنای باند (f_0)، عرض از مبدأ (c) و روند (t) است، که f_0 بوسیله روش بارتلت کرنل محاسبه شده است.
**** $N(1,n)$ به معنای فاقد عرض از مبدأ و روند است.

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدي خانوارهای شهری

جدول ۱۵: کمیت های آماره آزمون λ_{trace} به منظور تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی

Wtrans	wother	Whouse	Whealth	Wfur	Weat	Wcloth	فرضیه H_0
857/28	932/99	916/99	818/44	841/54	851/42	845/83	$H_0: r = 0$
660/44	678/24	692/21	588/02	643/86	628/76	۶۴۴/۴۱	$H_0: r \leq 1$
470/74	486/36	476/26	411/013	482/15	457/53	۴۶۵/۴۳	$H_0: r \leq 2$
317/31	348/12	321/59	275/30	340/34	303/55	۳۰۸/۳۲	$H_0: r \leq 3$
196/42	229/62	203/73	164/26	214/51	187/74	۱۹۰/۹۸	$H_0: r \leq 4$
110/00	125/67	107/54	92/84	59/40	96/8	۹۹/۳۸	$H_0: r \leq 5$
50/22	65/29	58/85	45/78	25/53	50/07	۵۴/۰۱	$H_0: r \leq 6$
13/77	23/19	25/17	7/8	25/53	13/53	۲۰/۶۳	$H_0: r \leq 7$
0/08	10/17	1/67	0/30	0/085	0/09	۰/۴۴	$H_0: r \leq 8$
r=6	r=8	r=7	r=6	r=7	r=6	r=7	تعداد بردارها

جدول (۱۶) - بررسی عدم خودهمبستگی در سیستم معادلات همزمان

درجه آزادی (df)	Prob.	آماره باکس پیرس ولجانگ باکس تعدیل شده	Prob.	آماره باکس پیرس ولجانگ باکس	وقفه (Lags)
36	0.4559	36.27275	0.5093	35.13923	1
72	0.1819	82.73183	0.2754	78.69462	2
108	0.1771	121.4775	0.3323	113.8079	3
144	0.2526	154.9071	0.5065	143.0588	4
180	0.1879	196.6303	0.5226	178.2627	5
216	0.1340	239.1440	0.5487	212.8051	6
252	0.0689	286.0789	0.5332	249.4730	7
288	0.1420	313.7777	0.7666	270.2471	8
324	0.1977	345.4299	0.8912	292.9971	9
360	0.1083	393.4800	0.9003	326.0316	10
396	0.1443	425.9228	0.9626	347.3221	11

