

سنجش حساسیت قیمتی و درآمدی خانوارهای شهری: رهیافت مدل سیستمی AIDS و مدل دیفرانسیلی رتردام

محمدنبی شهیکی تاش* باقر درویشی** مهیم شهیکی تاش***

تاریخ دریافت: ۸۹/۴/۱۰ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۱/۲۱

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 ۱۳۸۵-۱۳۸۶ 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.

طبقه بندی JEL: D1، C39.

واژه های کلیدی: تابع سیستمی AIDS؛ رتردام؛ کشش هیکس؛ مارشالی؛ آلن.

* 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

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 تثوریک 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 هیسکی 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 مقادیر از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می‌آید.	تصریح تجربی تابع تقاضا

سیستم AIDS غیر دیفرانسیلی به طور مستقیم از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی‌شود و بوسیله تابع هزینه و لم سفارد استخراج می‌گردد. تابع هزینه بیانگر حداقل مخارج لازم برای دستیابی به سطح مطلوبیت خاصی در شرایط وجود قیمت‌های معین می‌باشد که به صورت $c(p,u)$ نمایش داده می‌شود. همچنین سیستم تقاضای رتردام براساس دیفرانسیل کامل قید بودجه، تابع مطلوبیت، رابطه بین قیمت‌ها و درآمد از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می‌آید. این مقاله بر اساس داده‌های بودجه خانوارهای شهری کشور (۱۳۸۶-۱۳۵۳) که در شش گروه کالایی تقسیم شده‌اند (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 سیستمی 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 شده‌اند. سپس بعد از نهایی شدن الگو، کشش‌های مختلف تقاضا برای گروه‌های 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 گروه‌های لوکس بوده و سایر گروه‌ها، ضروری می‌باشند. 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

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

استخراج معادلات تقاضا از تابع مخارج مصرف کننده به شکل PIGLOG استفاده می‌شود 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 $0 < u < 1$ می‌باشد، که عدد صفر بیانگر زندگی در حداقل معیشت و یک بیانگر حد اعلا‌ی رفاه است. $a(p)$ نشان دهنده حداقل معیشت و $b(p)$ نشان دهنده هزینه رفاه است که به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\log a(p) = \alpha_0 + \sum \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum \sum \gamma_{ij} \log p_i \log p_j$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

بنابراین تابع هزینه سیستم AIDS برابر است با:

$$\log c(p, u) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij}^* \log p_i \log p_j + u \beta_0 \prod_{i=1}^n p_i^{\beta_i}$$

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 می‌توان به الگوی تخصیصی AIDS دست یافت. پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{p} \right)$$

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

که به شاخص قیمتی فوق شاخص قیمتی ترانس‌لوگ می‌گویند که سیستم معادلات را به یک سیستم معادلات غیر خطی تبدیل می‌کند و بندرت در کارهای تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

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

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:

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

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

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

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

1. Barten
2. Theil

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

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

$$d \log q_i = \eta_{i0} d \log Q + \sum \beta_{ij} d \log p_j$$

در رابطه فوق، β_{ij} کشش‌های قیمتی متقاطع جبران شده کالای q_i نسبت به قیمت کالای q_j ، η_{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:

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

که در این رابطه، $w_i = \frac{p_i q_i}{m}$ و θ_i ضریب درآمدی i امین کالای وزن داده شده توسط سهم بودجه و π_{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 θ_i و π_{ij} بصورت زیر مفروض می‌باشند:

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

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

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

m کل عایدی^۱ یا بودجه فرد و S_{ij} ماتریس جانشینی اسلاتسکی است و پارامتر θ_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 کلاین 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

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

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.

از دیگر معادلات غیر دیفرانسیلی سیستمی می‌توان 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 گردیده‌اند. هر یک از این توابع برای تبیین بهتر رفتار مصرف‌کننده معرفی گردید و به عنوان مدل‌های رقیب سایر مدل‌های تقاضای سیستمی غیر دیفرانسیلی شناخته می‌شوند.

مطالعات تایل^۲ (۱۹۶۷)، برتن^۳ (۱۹۶۴ و ۱۹۶۷) نگرش جدیدی برای بررسی رفتار مصرف‌کننده 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 می‌باشد که سپه‌وند (۱۳۸۳) با استفاده از سیستم مخارج خطی، کشش گروه‌های 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

-
1. Christensen & Jorgenson & Lau
 2. Theil
 3. Barten
 4. Driel & Keller
 5. Lee & Brown & Seale

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

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

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:

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{p^*} \right)$$

در الگوی فوق شاخص P^* به صورت برونزا تعیین می گردد در حالی که در الگوی

AIDS به صورت درونزا تعیین می‌شود. 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 (1980) اشاره می‌کنند در شرایطی که بین قیمت کالاهای مختلف هم‌خطی بالایی وجود داشته باشد الگوی LAIDS تقریب بسیار خوبی برای الگوی AIDS غیر خطی است و نتایج تجربی این موضوع را تایید می‌نماید. در این شرایط می‌توان p را به صورت نسبتی از شاخص‌های ذکر شده تقریب زد:

$$p \cong \phi p^*$$

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

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \log \phi) + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{p^*} \right)$$

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

$$w_i d \log q_i = \theta_i d \log Q + \sum_j \pi_{ij} d \log p_j$$

برای برآورد مدل رتردام و AIDS از داده‌های سالانه مربوط به متوسط مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران و شاخص‌های قیمت مربوطه در طی سالهای ۱۳۵۳-۱۳۸۶ استفاده شده است. داده‌های اولیه جمع‌آوری 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 کالاها متفرقه.

در برآورد مدل، دو گروه آخر تحت عنوان سایر کالاها در نظر گرفته شده است. لذا گروه‌های 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 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	

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
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	
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	
0.0000	-11.99845	0.006861	-0.082325	ضریب قیمتی خوراک	
0.0258	2.254989	0.010870	0.024512	ضریب قیمتی حمل و نقل	گروه مبلمان و اثاثیه
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	

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
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	
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 درآمدی	

جدول ۴: برآورد سیستم معادلات رترودام غیرمقید فروش 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 درآمدی 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 درآمدی 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	

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
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 درآمدی 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	
0.9093	0.114134	0.014624	0.001669	ضریب قیمتی حمل و نقل	
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	

Prob.	t-Statistic	Std. Error	ضرایب	ضرایب	گروه کالایی
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 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	قیود در سیستم معادلات همزمان AIDS
جمع	$\sum \beta_i = 1$ و $\sum \alpha_i = 1$ و $\sum_j \gamma_{ij} = 0$
همگن بودن	$\sum_j \gamma_{ij} = 0$
تقارن اسلاتسکی	$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$
منفی بودن	$\sum_i \sum_j x_i (w_i \delta_{ij} - w_i w_j - \gamma_{ij}) x_j < 0$

با توجه به نکات ذکر شده در جدول (۵) در مورد قیود کلاسیکی تابع تقاضا اکنون به ارزیابی نتایج بدست آمده در مورد هر یک 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 ($\sum \gamma_{ij} = 0$) در تمامی گروه‌های 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 گروه‌های 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 یکجا بررسی شده و نتیجه حاکی از آن است که این قید در سیستم معادلات

1. Rougier

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 غیرمقید 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

مقدار	آزمون قید تقارن $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$
	$\chi^2 = 187.38$, $df = 15$ $p = 0.000$
	محدودیت های نرمال شده
-۰/۲۰	$\gamma_{12} - \gamma_{21}$
-۰/۰۱	$\gamma_{13} - \gamma_{31}$
۰/۲۱	$\gamma_{14} - \gamma_{41}$
۰/۰۲	$\gamma_{15} - \gamma_{51}$
-۰/۰۰۰۰۷	$\gamma_{16} - \gamma_{61}$
-۰/۱۷	$\gamma_{26} - \gamma_{62}$
۰/۱۱	$\gamma_{36} - \gamma_{63}$
۰/۲۲	$\gamma_{46} - \gamma_{64}$
-۰/۱۱	$\gamma_{56} - \gamma_{65}$
-۰/۰۳	$\gamma_{42} - \gamma_{24}$
-۰/۰۵	$\gamma_{34} - \gamma_{43}$
۰/۰۰۲	$\gamma_{35} - \gamma_{53}$
۰/۰۲	$\gamma_{23} - \gamma_{32}$
۰/۰۷	$\gamma_{25} - \gamma_{52}$
۰/۰۱	$\gamma_{54} - \gamma_{45}$

منبع: یافته های مقاله

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

قید منفی بودن	قید همگن بودن $\sum \gamma_{ij} = 0$ اماره χ^2	گروه کالایی
$t = 3.59$ (0.000)	$\chi^2 = 5.18$ (0.02)	خوراک
$t = -4.20$ (0.000)	$\chi^2 = 150.4$ (0.000)	حمل و نقل
$t = -0.16$ (0.43)	$\chi^2 = 28.84$ (0.000)	بهداشت و درمان
$t = 3.37$ (0.0005)	$\chi^2 = 6.80$ (0.0091)	مبلمان و اثاثیه
$t = 4.62$ (0.000)	$\chi^2 = 4.50$ (0.03)	پوشاک
$t = 4.62$ (0.000)	$\chi^2 = 4.26$ (0.03)	مسکن

منبع: یافته‌های مقاله

تفسیر کشش‌های محاسبه شده بر اساس الگوی LAIDS

در الگوی AIDS به صورت مستقیم نمی‌توان تفسیری در مورد پارامترهای برآوردی ارائه نمود و می‌بایست از کشش‌های قیمت مارشالی (MPE)، کشش‌های قیمتی هیکس (HPE)، کشش‌های جانشینی آلن (AES) و کشش مخارج کل (TEE) استفاده نمود. هر یک از شاخص‌های اقتصادی ذکر شده، معیار مناسبی برای شناخت واقع بینانه تر رفتار مصرف‌کنندگان جامعه ارائه می‌نمایند.

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 کرونگر 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:

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

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} در 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.

$$e_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{y_{ij} - \beta_i w_j}{w_j}$$

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

$$e_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{y_{ij}}{w_j}$$

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

در جدول (۹) عناصر قطری بیانگر کشش خودقیمتی است. مقادیر کشش‌های خودقیمتی بر مبنای کشش قیمتی مارشالی (MPE) بیانگر آنست که تمامی کشش‌های خودقیمتی مربوط به تمام گروه‌های کالایی منفی می‌باشد و این نتیجه حاکی از آنست که تمامی گروه‌های کالایی قانون تقاضا را تامین می‌نمایند.

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

نتیجه برآورد کشش قیمتی مارشالی (MPE) بیانگر آنست که کشش قیمتی خوراک برابر ۰.۶۶- است. یعنی یک درصد تغییر در شاخص قیمت خوراک منجر به کاهش ۰.۶۶ تقاضا برای این گروه کالایی می‌شود، به عبارتی اگر ۲۰ درصد شاخص قیمت

۱. دلیل انتخاب این شاخص در مقایسه با سایر شاخص‌های MPE آن است که نتایج شبیه‌سازی مونت کارلویی نشان داده که شاخص کالفنت (۱۹۸۷) و شاخص گرین و آلستون (۱۹۹۰) معیارهای مناسب‌تری در مقایسه با سایر شاخص‌ها مطرح شده می‌باشند. (Buse, 1994).

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 $\epsilon_{ij} < 1$ است اثر جاننشینی ناخالص و مکمل ناخالص گروه های 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 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.

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

منبع: یافته های مقاله

کشش قیمتی هیکس (HPE)^۱

این کشش در تابع تقاضای جبرانی تعریف می شود و با استفاده از روابط بین

1. Hicksian price Elasticities

کشش‌ها می‌توان کشش قیمتی هیکس را بدست آورد. بر مبنای روابط بین کشش‌ها 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 می‌باشد.

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 می‌شود:

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

اگر به جای شاخص قیمتی ترانسلوگ تابع AIDS از شاخص قیمتی استون استفاده شود با مجموعه متنوعی از کشش‌های قیمتی هیکسی روبرو خواهیم بود. برای مثال اگر با کشش قیمتی مارشالی LAIDS مرتبط با کالفنت (۱۹۸۸) بخوایم کشش قیمتی هیکسی LAIDS را استخراج نماییم به رابطه زیر دست می‌یابیم:

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

نتایج مربوط به کشش قیمتی هیکس (HPE) شاخص کالفنت (۱۹۸۷) در جدول (۱۰) آمده است. این کشش مکمل و جانشینی هیکس - ال‌ن را نشان می‌دهد. در جدول (۱۰) مانند جدول (۹) عناصر قطر اصلی بیانگر کشش‌های خود قیمتی هیکس می‌باشند و عناصر قطری کشش‌های متقاطع هیکسی را نشان می‌دهند نتایج بدست آمده بیانگر آن است که مقدار این کشش برای تمام گروه‌های کالایی منفی است. لذا بر مبنای این کشش می‌توان نتیجه گرفت که قانون تقاضا برای تمام گروه‌های کالایی ذکر شده در این مقاله صادق است. نتایج محاسبات نشان می‌دهد که خوراک با گروه

کالایی مبلمان و اثاثیه مکمل هیکس-الن است و با سایر گروه های کالایی جانشین-هیکس الن است.

می دانیم که هر کالایی باید یک جانشین از نوع هیکس آلن داشته باشد ولی می تواند هیچ گونه مکملی نداشته باشد که در گروه های کالایی خوراک، حمل و نقل، بهداشت این قاعده مشاهده می شود. همچنین بر اساس معادله اسلاتسکی این امکان وجود دارد که یک یا دو کالا که جانشین هیکس-الن هستند، مکمل ناخالص یکدیگر باشند. برای مثال خوراک و بهداشت، جانشین هیکس-الن ($\epsilon_{ij} = 0.02$) و مکمل ($\epsilon_{ij} = -0.0016$) یکدیگر می باشند.

جدول ۱۰: کشش هیکس کالفنت برای گروه های کالایی سیستم معادلات تقاضا LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی

HPE	خوراک	حمل و نقل	بهداشت و درمان	مبلمان و اثاثیه	پوشاک	مسکن
خوراک	-۰,۴۷	۰,۰۴	۰,۰۲	-۰,۰۱۹	۰,۰۳	۰,۲۱
حمل و نقل	----	-۱,۴۳	۰,۳۵	۰,۳۶	-۰,۱۲	۰,۷۳
بهداشت و درمان	----	----	-۰,۴۹	۰,۵۸	-۰,۹۸	۰,۱۸
مبلمان و اثاثیه	----	----	----	-۱,۰۵	۰,۲۷	-۰,۱۸
پوشاک	----	----	----	----	-۰,۰۴	۰,۲۷
مسکن	----	----	----	----	----	-۰,۵۶

منبع: یافته های مقاله

کشش جانشینی آلن (AES)

یکی دیگر از شاخص های ارزیابی پارامترهای سیستم AIDS کشش جانشینی آلن است. این کشش در مقایسه با کشش قیمتی مارشالی (MPE) و کشش قیمتی هیکسی (HPE) دارای یک مزیت عمده است و آن این است که بوسیله این کشش می توان شدت جانشینی و قدرت جانشینی کالاها را محاسبه نمود. در سیستم تقاضای

AIDS کشش جانشینی آئن از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{ij} = 1 + \frac{Y_{ij}}{w_{ij}}, [i \neq j]$$

اگر $\sigma_{ij} > 0$ باشد رابطه جانشینی قوی و چنانچه $\sigma_{ij} < 0$ رابطه مکملی (جانشینی ضعیف) بین کالاها وجود دارد. در جدول (۱۱) نتایج مربوط به کشش جانشینی آئن (AES) ذکر شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود شدت جانشینی آئن در تمام گروه‌های کالایی بالا است. بیشترین درجه جانشینی آئن بین گروه حمل و نقل و مسکن ($\sigma_{ij} = 1.1$) مشاهده می‌شود.

جدول ۱۱: کشش جانشینی آئن برای گروه‌های کالایی سیستم معادلات تقاضا LAIDS با اعمال قید تقارن اسلاتسکی

σ_{ij}	خوراک	حمل و نقل	بهداشت و درمان	مبلمان و اثاثیه	پوشاک	مسکن
خوراک	----	۰,۹۹	۰,۹۹	۰,۹۹	۰,۹۹	۰,۹۷
حمل و نقل	----	----	۱,۰۱	۱,۰۱	۰,۹۸	۱,۱
بهداشت و درمان	----	----	----	۱,۰۳	۰,۹۰	۰,۹۶
مبلمان و اثاثیه	----	----	----	----	۱,۰۱۶	۰,۸۵
پوشاک	----	----	----	----	----	۰,۹۹
مسکن	----	----	----	----	----	----

منبع: یافته‌های مقاله

کشش مخارج کل (TEE)^۱

یکی از ساده‌ترین معیارهای ارزیابی اثر تغییرات مخارج بر میزان تقاضا کشش مخارج کل است. این شاخص اقتصادی در سیستم تقاضای AIDS بوسیله رابطه زیر

1. Total Expenditure Elasticities

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 غیرمقید

مدل مقید	گروه کالایی
۰,۵۶	خوراک
۱,۸۱	حمل و نقل
۱,۰۶	بهداشت و درمان
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.

همان‌طور که در جدول (۱۳) مشاهده می‌شود بر اساس بحث فوق گروه‌های کالایی خوراک و مسکن به عنوان دو گروه کالایی ضروری در الگوی مصرف کنندگان مناطق شهری کشور شناخته شده‌اند و گروه‌های 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 گروه‌های کالایی لوکس شناخته شده‌اند.

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

نوع کالا	ضریب مخارج (β_i) مدل مقید	گروه کالایی
خوراک	-۰,۱۴	ضروری
حمل و نقل	۰,۰۶	لوکس
بهداشت و درمان	۰,۰۰۳	لوکس
مبلمان و اثاثیه	۰,۰۱	لوکس
پوشاک	۰,۰۳۸	لوکس
مسکن	-۰,۱۵	ضروری

منبع: یافته‌های مقاله

۵- نتیجه‌گیری

برای بررسی رفتار مصرف‌کنندگان 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 تثوریک 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 شاخص‌های لگاریتم راست‌نمایی، معیار اطلاعاتی آکائیکو شوارز بیزین بین دو مدل رتردام و AIDS غیر دیفرانسیلی در این مقاله نشان می‌دهد که مدل AIDS بهتر می‌تواند رفتار مصرفی خانوارهای شهری در ایران را تبیین نماید. لذا براساس AIDS غیر دیفرانسیلی کشش‌های 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 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) ۱۳۸۸؛ ۱۸(۱): ۱۰۸-۱۳۸
- سپه‌وند، 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.
- 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"، پایان نامه دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۲.
- مجاورحسینی، فرشید: "برآورد کششهای 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؛ ۱۷(۱) پیاپی ۱۱۷: ۱۱۷-۱۵۵
- محمدزاده، پرویز: "مقایسه مدل های تخصیصی مصرف کننده AIDS و CBS با استفاده از داده های مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران"، تحقیقات اقتصادی بهار ۱۳۸۴؛ ۶۸(۱): 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.

Babbal, 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.



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	$Z_{1(\alpha)}$	$B(f_0, c, t)**$	%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 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 بوسیله روش بارتلت کرنل محاسبه شده است.

$N(1,n)^{****}$ به معنای فاقد عرض از مبدأ و روند است.

جدول ۱۵: کمیت‌های آماره آزمون λ_{trace} به منظور تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

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