Archive of SID

فصلنامه مدلسازی اقتصادی (سال سوم، شماره ۲ «پیاپی ۸»، تابستان ۱۳۸۸، صفحات ۷۸-٤۷)

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: ۸۹/٤/۱۰ 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 ۱۳۸٦-۱۳۸۵ 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 ونقل 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 ونقل و مسکن مشاهده می شود.

طبقه‌بندی JEL: C39 ،D1.

واژه‌های کلیدی: تابع سیستمیAIDS ؛ رتردام ؛ کشش هیکس ؛ مارشالی ؛ آلن.

[*] عضو هیات علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان، گروه اقتصاد، زاهدان، ایران [نویسنده مسئول].
Email: Mohammad –Tash@yahoo.com
[**] عضو هیات علمی دانشگاه ایلام Email: Darvishi_B@yahoo.com
[***] دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: Mahim –Tash@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

برای بررسی رفتار مصرف کنندگان بر اساس تخصیص بودجه به سبدهای مختلف کالایی از مدل های سیستم تقاضا استفاده می شود. مزیت این الگو ها نسبت به الگوهای تقاضای تک معادله ای در این است که در این الگو ها به سهولت می توان شرایط تئوریک تقاضا را آزمون و اعمال نمود. این توابع به دو دسته کلی دیفرانسلی و غیر دیفرانسیلی تقسیم می گردند. توابع سیستمی غیر دیفرانسیلی توابعی می باشند که از یک فرم تبعی خاص تابع مطلوبیت و یا تابع مخارج استخراج می گردند، در حالی که در توابع دیفرانسیلی تابع مطلوبیت و یا تابع مخارج محدود به شکل تبعی خاصی نمی باشند. در این مطالعه از تابع دیفرانسیلی رتردام و تابع غیر دیفرانسیلی AIDS استفاده می شود که مبنای استخراج و ویژگی های 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

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

www.SID.ir

Archive of SID

سیستم AIDS غیر دیفرانسیلی به طور مستقیم از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی‌شود و بوسیله تابع هزینه و لم شفارد 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 قیمت ها و درآمد از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می آید.این مقاله بر اساس داده های بودجه خانوارهای شهری کشور (١٣٨٦-١٣٥٣)که در شش گروه کالایی تقسیم شده‌اند (١- گروه خوراکی، آشامیدنیها و دخانیات(گروه خوراک)؛ ٢-گروه مسکن و سوخت(مسکن)؛ ٣- گروه پوشاک وکفش؛ ٤- گروه لوازم و اثاثیه؛ ٥- گروه بهداشت و درمان؛ ٦- گروه حمل ونقل 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 ازمون 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؟

٢- 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.

درسیستم تقاضای AIDS که به وسیله دیتون و مولبایر(١٩٨٠)[1] 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 $0 < u < 1$ می باشد،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:

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

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

بنابراین تابع هزینه سیستم AIDS برابر است با:

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

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

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

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

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

$$\log p = \alpha_0 + \sum \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2}\sum_k \sum_l \gamma_{kl} \log p_k \log p_l$$

که به شاخص قیمتی فوق شاخص قیمتی ترانسلوگ می گویند 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

www.SID.ir

Archive of SID

دیفرانسیلی رتردام، توسط برتن[1] (۱۹۶۵) و تایل[2] (۱۹٦٤) معرفی گردید. این سیستم از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی‌شود، بلکه براساس دیفرانسیل کامل از تابع مطلوبیت و قید بودجه نسبت به قیمت ها و درآمد،رابطه بین قیمت ها و مقادیر از طریق ماتریس اساسی برتن بدست می آید، سپس باجای‌گذاری این رابطه در دیفرانسیل کامل تابع تقاضا و اعمال محدودیت‌های تئوریکی تقاضا یک سیستم کامل از معادلات تقاضا بدست می‌آید که معروف به سیستم تقاضای رتردام می باشد. برای استخراج مدل رتردام می‌توان از شکل کلی تابع تقاضا استفاده نمود.

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

با دیفرانسیل گیری از این تابع، به رابطه زیر دست می یابیم:

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

از طرفی بر مبنای رابطه اسلاتسکی داریم:

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

بوسیله روابط فوق می‌توان نوشت:

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

$$dq_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q}\Big[dQ - \sum_j q_j dp_j \Big] \sum_j \Big(\frac{\partial q_i}{\partial p_j}\Big)\Big|_{\bar{U}} dp_j$$

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

$$q_i d\log q_i = \frac{\partial q_i}{\partial Q}[Qd\log Q - \sum_j q_j p_j d\log p_j] + \sum_j \Big(\frac{\partial q_i}{\partial p_j}\Big)_{\bar{u}} p_j d\log p_j$$

1. Barten
2. Theil

www.SID.ir

Archive of SID

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

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

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

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 دیویزیا 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:

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

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

m کل عایدی [1] یا بودجه فرد و S_{ij} ماتریس جانشینی اسلاتسکی است و پارامتر θ_i سهم نهایی کالای i در بودجه خانوار[2] 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[3](۱۹۴۱) معرفی گردید. مطالعات بعدی بر مبنای توسعه نگرش لسر(۱۹۴۱) توسط ویت و سامرمیر[4](۱۹۵۶) صورت پذیرفت و پایه معرفی سیستم تقاضای Addilog گردید و بعدها مبنای نظری آن بوسیله هاتاکر[5](۱۹۶۰، ۱۹۶۵) کامل گردید و ویت، هیلهورث[6](۱۹۶۱) و سامرمیر[7](۱۹۶۲) آن را توسعه دادند. کار مشترک ویت، سامرمیر(۱۹۵۶) و هاتاکر(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[8](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[9](۱۹۵۰)، ساموئلسون[10](۱۹۴۸)، استون[11](۱۹۶۴) و پولاک و والس[12](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

www.SID.ir

Archive of SID

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 می توان به تابع تقاضای ترنسدنتال و تابع تقاضای ترانسلوگ اشاره نمود که به ترتیب بوسیله کریستنسن، جورگنسن و لئو[1](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 مدل‌های رقیب سایر مدل‌های تقاضای سیستمی غیر دیفرانسیلی شناخته می‌شوند.

مطالعات تایل[2](۱۹٦۷)، برتن[3](۱۹٦٤ و ۱۹٦۷) 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[4] (۱۹۸۵)، لی و همکاران[5](۱۹۹٤) 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 (۱۳٦۹) 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 سپه وند(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

www.SID.ir

Archive of SID

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

٤- 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 شاخص‌های قیمت استفاده می‌گردد که با P^* نمایش داده می‌شود. که با این جایگزینی الگوی AIDS به صورت زیر تبدیل می‌گردد:

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

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

www.SID.ir

Archive of SID

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[1] (1980)اشاره می‌کنند در شرایطی که بین قیمت کالاهای مختلف هم‌خطی بالایی وجود داشته باشد الگویLAIDS 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:

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

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

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

برای برآورد مدل رتردام و AIDS از داده های سالانه مربوط به متوسط مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران و شاخص های قیمت مربوطه درطی 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 وکفش؛ ٤- گروه لوازم و اثاثیه؛ ۵- گروه بهداشت ودرمان؛ ٦- گروه حمل ونقل 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 وکفش(پوشاک)؛ ٤- گروه لوازم و اثاثیه(مبلمان)؛ ۵- گروه بهداشت ودرمان؛ ٦- گروه

1. Deaton & Muellbeauer

www.SID.ir

Archive of SID

حمل ونقل 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 ۱۳۸٦ 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 (٤) ذکر شده است.

جدول۳: برآورد سیستم معادلات LAIDS غیرمقید بروش ISURE در دوره ۱۳۵۳-۱۳۸٦

گروه کالایی	ضرایب	ضرایب	Std. Error	t-Statistic	Prob.
گروه خوراک	عرض از مبدا	1.568218	0.171698	9.133572	0.0000
	ضریب قیمتی خوراک	0.128783	0.035820	3.595268	0.0005
	ضریب قیمتی حمل ونقل	-0.199847	0.040103	-4.983279	0.0000
	ضریب قیمتی بهداشت	0.006525	0.028345	0.230187	0.8183
	ضریب قیمتی مبلمان	0.128147	0.045855	2.794597	0.0060
	ضریب قیمتی پوشاک	-0.021691	0.033190	-0.653526	0.5146
	ضریب قیمتی مسکن	-0.052831	0.026183	-2.017711	0.0457
	ضریب درآمدی	-0.102872	0.014883	-6.911847	0.0000
گروه حمل و نقل	عرض از مبدا	-0.545609	0.111750	-4.882420	0.0000
	ضریب قیمتی خوراک	0.002775	0.009579	0.289734	0.7725
	ضریب قیمتی حمل ونقل	-0.052649	0.012527	-4.202883	0.0000
	ضریب قیمتی بهداشت	0.042598	0.008895	4.788857	0.0000
	ضریب قیمتی مبلمان	0.056859	0.013415	4.238508	0.0000

www.SID.ir

Archive of SID

گروه کالایی	ضرایب	ضرایب	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	ضریب قیمتی پوشاک	-0.049880	0.011410	-4.371413	0.0000
	ضریب قیمتی مسکن	0.017257	0.008183	2.108809	0.0369
	ضریب درآمدی	0.046026	0.009539	4.825293	0.0000
گروه بهداشت و درمان	عرض از مبدا	-0.198220	0.092538	-2.142051	0.0340
	ضریب قیمتی خوراک	0.024146	0.007119	3.391932	0.0009
	ضریب قیمتی حمل ونقل	0.015277	0.009494	1.609209	0.1100
	ضریب قیمتی بهداشت	-0.001149	0.007091	-0.162109	0.8715
	ضریب قیمتی مبلمان	-0.003223	0.010014	-0.321909	0.7480
	ضریب قیمتی پوشاک	-0.028123	0.009070	-3.100784	0.0024
	ضریب قیمتی مسکن	-0.001187	0.006263	-0.189499	0.8500
	ضریب درآمدی	0.018859	0.007845	2.403914	0.0176
گروه مبلمان واثاثیه	عرض از مبدا	-0.278534	0.104607	-2.662674	0.0087
	ضریب قیمتی خوراک	-0.082325	0.006861	-11.99845	0.0000
	ضریب قیمتی حمل ونقل	0.024512	0.010870	2.254989	0.0258
	ضریب قیمتی بهداشت	0.050414	0.008213	6.138634	0.0000
	ضریب قیمتی مبلمان	0.044222	0.013108	3.373609	0.0010
	ضریب قیمتی پوشاک	-0.004095	0.009749	-0.420008	0.6752
	ضریب قیمتی مسکن	-0.035830	0.007132	-5.023924	0.0000
	ضریب درآمدی	0.030213	0.008812	3.428832	0.0008
گروه پوشاک	عرض از مبدا	-0.264608	0.111055	-2.382677	0.0186
	ضریب قیمتی خوراک	-0.051179	0.013585	-3.767339	0.0002
	ضریب قیمتی حمل ونقل	0.022553	0.012491	1.805495	0.0733
	ضریب قیمتی بهداشت	-0.030718	0.010578	-2.904046	0.0043
	ضریب قیمتی مبلمان	0.011841	0.014097	0.839955	0.4025

www.SID.ir

Archive of SID

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 ونقل	
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	

جدول٤: برآورد سیستم معادلات رتردام غیرمقید بروش ISURE در دوره ۱۳۵۳-۱۳۸٦

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	

www.SID.ir

Archive of SID

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	بهداشت
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	

www.SID.ir

Archive of SID

گروه کالایی	ضرایب	ضرایب	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	ضریب قیمتی مبلمان	0.061408	0.026140	2.349192	0.0201
	ضریب قیمتی بهداشت	0.036080	0.019460	1.854056	0.0657
	ضریب قیمتی مسکن	0.020187	0.019022	1.061276	0.2902
	ضریب قیمتی حمل و نقل	-0.115922	0.018171	-6.379488	0.0000

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 (٥).

جدول٥: انتخاب مدل مناسب براساس معیارهای لگاریتم راست نمایی، شوارز و آکائیک

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

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

www.SID.ir

Archive of SID

سیستمی AIDS مورد آزمون قرار گیرد. در جدول(٦) قیود مربوط به الگوی AIDS مطرح شده است.

جدول٦: قیود سیستم معادلات همزمان AIDS و توضیحات نظری مرتبط با آن

قیود	قیود در سیستم معادلات همزمان AIDS
جمعی	$\sum \alpha_i = 1 \quad$ و $\quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad$ و $\quad \sum \beta_i = 1$
همگن بودن	$\sum_j \gamma_{ij} = 0$
تقارن اسلاتسکی	$\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$
منفی بودن	$\sum_i \sum_j x_i(w_i\delta_{ij} - w_i w_j - \gamma_{ij})x_j \leq 0$

با توجه به نکات ذکر شده در جدول(٥) 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:

١- آزمون فرضیه همگنی براساس آزمون والد برای تک تک معادلات در جدول(٧) ارائه شده است. نتایج بیانگر آنست که قید همگن بودن($\sum \gamma_{ij} = 0$) در تمامی گروه‌های کالایی رد شده است.

٢- آزمون منفی بودن بر مبنای روش راگیر[1] (١٩٩٧) 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 غیرمثبت است.

٣- 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 تقاضایAIDS با لحاظ نمودن شرایط مقید برآورده شده است (جدول ۷).

جدول۷: نتایج آزمون Wald برای آزمون قید تقارن سیستم معادلات تقاضاLAIDS

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

منبع: یافته های مقاله

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۸: نتایج آزمون قید همگن بودن و قید منفی بودن معادلات تقاضاLAIDS

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

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 ارایه نمود و می بایست از کشش های قیمت مارشالی(MPE)،کشش های قیمتی هیکس(HPE)، کشش جانشینی آلن(AES) وکشش 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 مارشال(کشش قیمتی غیر جبرانی) برایAIDS و LAIDS به صورت زیر است:

www.SID.ir

Archive of SID

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

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. بااستفاده 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:

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

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 j 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

www.SID.ir

Archive of SID

زیر برای محاسبه کشش قیمتی مارشالی LAIDS استفاده نمودند.

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

همچنین یلز ویونور(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]

در جدول(۹)عناصر قطری بیانگر کشش خودقیمتی است. مقادیر کشش های خودقیمتی بر مبنای کشش قیمتی مارشالی(MPE) بیانگر آنست که تمامی کشش های خودقیمتی مربوط به تمام گروههای کالایی منفی می باشد و این نتیجه حاکی از ان 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 ونقل و سپس گروه مبلمان و اثاثیه وجود دارد. به عبارت دیگر گروه های حمل ونقل 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

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 آلستون(۱۹۹۰) معیارهای مناسب تری در مقایسه با سایر شاخص ها مطرح شده می باشند.(Buse,1994).

www.SID.ir

Archive of SID

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 $|\varepsilon_{ij}| < 1$ است اثر جانشینی ناخالص و مکمل ناخالص گروه‌های کالایی ضعیف است.

همان‌طور 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 ونقل و مسکن جانشین ناخالص می باشد.

جدول۹:کشش مارشالی کالفنت 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)[1]

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

1. Hicksian price Elasticities

www.SID.ir

Archive of SID

کشش‌ها می‌توان 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 غیرجبرانی(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:

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

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) بخواهیم کشش قیمتی هیکسی LAIDS را استخراج نماییم به رابطه زیر دست می یابیم:

$$\varepsilon^{*}_{ij} = -\delta_{ij} + (\frac{\gamma_{ij}}{w_i}) + w_j$$

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

می‌دانیم که هر کالایی باید یک جانشین از نوع هیکس آلن داشته باشد ولی می‌تواند هیچ گونه مکملی نداشته باشد که در گروه‌های 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 –آلن ($\varepsilon_{ij} = 0.02$) و مکمل($\varepsilon_{ij} = -0.0016$) یکدیگر می باشند.

جدول۱۰: 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

www.SID.ir

Archive of SID

AIDS کشش جانشینی آلن از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$\sigma_{ij} = 1 + \frac{\gamma_{ij}}{w_{ij}} \quad , i \neq j$$

اگـــر $\sigma_{ij} > 0$ باشـــد رابطـــه جانـــشینی قـــوی و چنانچـــه $\sigma_{ij} < 0$ رابطـــه مکملی(جانشینی ضعیف) بین کالاها وجود دارد.در جدول(۱۱) نتایج مربوط به کـشش جانشینی آلن(AES) ذکر شده است. همان‌طور که مشاهده می شود شدت جانشینی آلن در تمام گروه‌های کالایی بالا است. بیشترین درجه جانشینی آلن بین گروه حمل ونقـل ومسکن ($\sigma_{ij} = 1.1$) مشاهده می شود.

جدول۱۱:کشش جانشینی آلن برای گروه های 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: یافته های مقاله

کشش مخارج کل (TEE)[1]

یکی از ساده ترین معیارهای ارزیابی اثر تغییرات مخـارج بـر میـزان تقاضـا کـشش مخارج کل است. این شاخص اقتصادی در سیستم تقاضای AIDS بوسـیله رابطـه زیـر

1. Total Expenditure Elasticities

www.SID.ir

Archive of SID

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 امد حقیقی است. نتایج بیانگر ان 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 ۰/۵٦ درصد افزایش می یابد(در الگوی مقید) در حالی که این مقدار افزایش در الگوی غیر مقید برای گروه کالایی مسکن برابر ۰/٦٦ درصد است.

جدول۱۲:کشش درآمدی سیستم معادلات تقاضا LAIDS در شرایط مقید و غیرمقید

گروه کالایی	مدل مقید
خوراک	۰,۵۶
حمل و نقل	۱,۸۱
بهداشت و درمان	۱,۰۶
مبلمان و اثاثیه	۱,۱۹
پوشاک	۱,۴
مسکن	۰,۴۶

منبع: یافته های مقاله

بر اساس مقاله دیتون و مولبایر(۱۹۸۰) طبقه بندی کالاهای ضروی و لوکس در الگوی AIDS بر اساس ضریب مخارج صورت می گیردکه بر اساس تفسیر آنها مثبت یا منفی بودن ضریب مخارج به ترتیب بیانگر لوکس یا ضروی بودن گروه‌های کالایی

www.SID.ir

Archive of SID

است.

همان‌طور 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 شده‌اند و گروه های پوشاک،مبلمان و اثاثیه،بهداشت و درمان و حمل ونقل بر مبنای ضریب بر آورد شده برای مخارج در دو الگوی مقید و غیر مقید به عنوان گروه های کالایی لوکس شناخته شده اند.

جدول۱۳: نوع گروه کالایی در الگوی تخصیص بودجه خانوار(مدل LAIDS)

گروه کالایی	ضریب مخارج (β_i) مدل مقید	نوع کالا
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: 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 الگو ها نسبت به الگو های تقاضای تک معادله ای در این است که در این الگو ها به سهولت می توان 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

www.SID.ir

Archive of SID

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 گروه‌های کالایی منفی می باشد و این نتیجه حاکی از آن است که تمامی گروه‌های کالایی قانون تقاضا را تامین کرده است. همچنین بر مبنای کشش قیمتی می توان نتیجه گرفت که بیشترین حساسیت قیمتی ابتدا در گروه حمل ونقل و سپس گروه مبلمان و اثاثیه وجود دارد. بر اساس کشش متقاطع مارشالی گروه خوراک با گروه‌های بهداشت و درمان، مبلمان و اثاثیه و پوشاک مکمل ناخالص بوده و با گروه‌های حمل ونقل 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 گروههای کالایی بالا است و بیشترین درجه جانشینی آلن بین گروه حمل ونقل ومسکن مشاهده می شود.

٤- 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 درصد ی در در آمد 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.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

– باریکانی، الهام، شجری، شاهرخ، امجدی، افشین: "محاسبه کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای مواد غذایی در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل پویا"، اقتصاد کشاورزی و توسعه زمستان ۱۳۸٦; ۱۵(٦۰):۱۲۵–۱٤۵

– 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،۱۳۷٦.

– 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)118-108:(1)23 ;1388

– 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 تقریبا ایده آل (AIDS)"، پژوهش‌های 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 تقریبا ایده آل"، اقتصاد کشاورزی و توسعه بهار ۱۳۸٦; ۱۵(۵۷ (ویژه بازارهای کشاورزی)):۳۱–٦۰

– صمدی، علی حسین: "ارزیابی انتقادی کاربرد سیستم تقاضای تقریبا ایده آل (AIDS) در تحلیل رفتار مصرفی: مطالعه موردی خانوارهای شهری و روستایی استان کهگیلویه و بویراحمد"، پژوهش‌های اقتصادی ایران پاییز ۱۳۸۳; ٦(۲۰):۱۵۷–۱۸۷.

– طیبی، سیدکمیل، رنجبر، همایون: "بررسی ساختار تقاضای واردات کشور: کاربرد الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده آل (AIDS) در دوره زمانی۱۳۸۱–۱۳۵۷"، پژوهش‌های اقتصادی ایران زمستان ۱۳۸۳; ٦(۲۱):۱–۲۱

– قربانی محمد، شکری الهام، مطلبی مرضیه: "برآورد الگوی تصحیح خطای سیستم تقاضای تقریبا ایده آل برای انواع گوشت در ایران"، اقتصاد کشاورزی و توسعه بهار ۱۳۸۹; ۱۸(٦۹):۱–۱۷.

– قرشی ابهری سیدجواد,صدرالاشرافی سیدمهریار، "برآورد تقاضای انواع گوشت در ایران با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل"، علوم کشاورزی پاییز ۱۳۸٤; ۱۱(۳):۱۳۳–۱٤۳.

– قنبری، علی: "برآورد عرضه و تقاضای گوشت"، پایان‌نامه دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۲.

– مجاورحسینی، فرشید: "براورد کششهای قیمتی و درآمدی برای گروه کالاهای خوراکی و

www.SID.ir

Archive of SID

غیرخوراکی با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل"، اقتصاد کشاورزی و توسعه بهار ۱۳۸٦; ۱۵(۵۷ (ویژه بازارهای کشاورزی)):۱۹۹-۲۲٤.

- 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 ۱۳۸٦; ۷(۱ (پیاپی ۲٤)):۱۱۷-۱۵۵

- محمدزاده، پرویز: "مقایسه مدل‌های تخصیصی مصرف کننده AIDS و CBS با استفاده از داده‌های مخارج مصرفی خانوارهای شهری ایران"، تحقیقات اقتصادی بهار256-227:(68)- ;1384 .

- نجفی، بهاالدین، شجری، شاهرخ: "سیستم تقاضای پویا برای مواد غذایی در مناطق شهری ایران"، اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی25-15:(1)22 ;1387 ۱

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):

www.SID.ir

Archive of SID

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.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست (۱)

جدول۱٤: بررسی آزمون های ADF،PP و KPSS در سطح اطمینان ۹۵ درصد

متغیر ها	دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)			فیلیپس و پرون (PP)			شین، پرون و همکاران (KPSS)		
	ADF	N(a,c,t)*	%5	$Z_{t_{(\alpha)}}$	$B(f_\circ,c,t)$ **	%5	LM	$B(f_\circ,c,t)$	%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)، N به معنای فاقد عرض از مبدأ و روند است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۱۵: 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	$H_\circ : r = 0$
660/44	678/24	692/21	588/02	643/86	628/76	٦٤٤/٤١	$H_\circ : r \le 1$
470/74	486/36	476/26	411/013	482/15	457/53	٤٦٥/٤٣	$H_\circ : r \le 2$
317/31	348/12	321/59	275/30	340/34	303/55	٣٠٨/٣٢	$H_\circ : r \le 3$
196/42	229/62	203/73	164/26	214/51	187/74	١٩٠/٩٨	$H_\circ : r \le 4$
110/00	125/67	107/54	92/84	59/40	96/8	٩٩/٣٨	$H_\circ : r \le 5$
50/22	65/29	58/85	45/78	25/53	50/07	٥٤/٠١	$H_\circ : r \le 6$
13/77	23/19	25/17	7/8	25/53	13/53	٢٠/٦٣	$H_\circ : r \le 7$
0/08	10/17	1/67	0/30	0/085	0/09	٠/٤٤	$H_\circ : r \le 8$
r=6	r=8	r=7	r=6	r=7	r=6	r=7	تعداد بردارها

جدول(١٦)- 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

www.SID.ir